

Heterogene Wirkungen der Geldpolitik im Euroraum?

Das Mandat des Eurosystems ist die Sicherung der Preisstabilität im Euroraum insgesamt. Der EZB-Rat trifft deshalb seine Entscheidungen mit Blick auf die Inflationsaussichten für den gesamten Euroraum. Für die Bestimmung des geldpolitischen Kurses muss der EZB-Rat zudem die Stärke der Transmission geldpolitischer Maßnahmen beurteilen. Disaggregierte, das heißt auch länder-spezifische Daten und Analysen helfen, das Verständnis und die Einschätzung der Inflationsentwicklung und der Transmissionsmechanismen zu verbessern. Damit leisten sie wichtige Beiträge zur geldpolitischen Entscheidungsfindung.

Die geldpolitischen Wirkungskanäle werden dabei auch von den strukturellen Gegebenheiten in den Volkswirtschaften des Euroraums beeinflusst. Da diese zum Teil deutliche Unterschiede aufweisen, ist zu vermuten, dass die einheitliche Geldpolitik des Eurosystems unterschiedlich stark auf die Mitgliedsländer wirkt. In der Tat liegen für den Euroraum einige empirische Studien vor, die auf solche Wirkungsunterschiede hindeuten. Auch für die USA finden Untersuchungen Evidenz für regionale Unterschiede in der Wirkung der Geldpolitik.

Dieser Aufsatz stellt die Ergebnisse verschiedener empirischer Untersuchungen über mögliche Unterschiede in der Wirkung der Geldpolitik auf das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) und die Verbraucherpreise in den vier großen Euro-Ländern (Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien) vor. Dabei werden die Wirkungen unterschiedlicher geldpolitischer Instrumente empirisch untersucht. Es zeigt sich, dass Veränderungen der geldpolitischen Leitzinsen stärkere Auswirkungen auf das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland und schwächere Auswirkungen in Spanien haben. Dies kann an der größeren Bedeutung zinsensensitiver Branchen in Deutschland, einer größeren Flexibilität der Beschäftigung, einer stärkeren Exportorientierung und einem stärkeren Wettbewerb im Bankensystem liegen. Dagegen reagieren die Verbraucherpreise in Spanien am stärksten und in Deutschland am schwächsten.

In den letzten Jahren hat die Geldpolitik neben der klassischen Zinspolitik auch eine Reihe unkonventioneller Politikmaßnahmen ergriffen, beispielsweise Forward Guidance. Darunter versteht man Ankündigungen der geldpolitischen Entscheidungsträger über die zukünftige Entwicklung ihrer Leitzinssätze. Die Ergebnisse für dieses Instrument weisen auf stärkere Effekte der Geldpolitik sowohl auf das reale Bruttoinlandsprodukt als auch auf die Verbraucherpreise in Deutschland im Vergleich zu den anderen großen Euro-Ländern hin. Ergebnisse einer weiteren Studie liefern Anhaltspunkte dafür, dass auch das Ankaufprogramm für Staatsanleihen unterschiedlich auf die vier großen Euro-Länder gewirkt hat. Allerdings ist es noch zu früh, um aus den vorliegenden Studien ein abschließendes und einheitliches Bild über die relative Stärke der Wirkungen der verschiedenen geldpolitischen Instrumente auf die betrachteten Euro-Länder abzuleiten.

■ Einleitung

Große Bedeutung von Transmissionsanalysen in aktueller geldpolitischer Straffungsphase

Das Eurosystem hat auf die hohen Inflationsraten der letzten Jahre vorrangig mit einer starken Erhöhung der geldpolitischen Zinssätze reagiert, wobei Ausmaß und Geschwindigkeit der Zinserhöhungen in der Geschichte der Europäischen Währungsunion beispiellos waren. Diese Maßnahmen wirken über verschiedene Kanäle auf Erwartungen, finanzielle Größen, gesamtwirtschaftliche Nachfrage, Produktion und schließlich auf die Inflation. Empirische Analysen dieses Übertragungsprozesses betrachten typischerweise die Wirkung der Geldpolitik auf den Euroraum insgesamt.

Strukturelle Unterschiede können zu heterogener Transmission der Geldpolitik führen

Die aggregierten, euroraumweiten Effekte setzen sich aus den Wirkungen der Geldpolitik auf die einzelnen Mitgliedsländer zusammen. Da zwischen den Volkswirtschaften zum Teil deutliche strukturelle Unterschiede bestehen, ist nicht zu erwarten, dass die Effekte der Geldpolitik in allen Ländern des Euroraums gleich sind.¹⁾ Die Unterschiede umfassen beispielsweise die relative Größe der verschiedenen volkswirtschaftlichen Sektoren und Wirtschaftszweige, den Offenheitsgrad der Volkswirtschaft, die Wettbewerbsintensität in verschiedenen Wirtschaftsbereichen, die Finanzierungsstruktur der Unternehmen, den Arbeitsmarkt und seine Institutionen, die Struktur des Finanzsektors, die Staatsaktivität, das Steuer- und Sozialsystem und das Vermögen und die Vermögensstruktur der Haushalte (z. B. die Bedeutung von Wohneigentum oder Aktien). Das Ausmaß der Unterschiede hat Konsequenzen für die Stärke, die relative Bedeutung und das zeitliche Muster des Übertragungsprozesses der einheitlichen, am Euroraum insgesamt ausgerichteten Geldpolitik in den verschiedenen Volkswirtschaften des Euroraums. Im Ergebnis können daraus unterschiedlich starke Reaktionen der Variablen am Ende der Wirkungsketten, also des realen Bruttoinlandsprodukts und der Inflationsrate, in den einzelnen Mitgliedsländern des Euroraums resultieren.

Damit stellt sich die Frage, ob derartige heterogene Wirkungen der Geldpolitik im Euroraum oder in anderen großen Währungsräumen tatsächlich existieren. Empirische Untersuchungen für die USA finden Evidenz für regionale Unterschiede in der Wirkung der Geldpolitik der Federal Reserve (Carlino und DeFina (1998, 1999); Owyang und Wall (2009) sowie Pizzuto (2020)). Auch für den Euroraum gibt es bereits eine Reihe empirischer Arbeiten, die auf die Existenz länderspezifischer Unterschiede hindeuten. Dieser Aufsatz fasst die Ergebnisse von zwei neuen Analysen zu möglichen Unterschieden in den Wirkungen der Geldpolitik des Eurosystems zwischen den vier großen Euro-Ländern, Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien, zusammen und ordnet ihre Ergebnisse in die bereits vorliegende Evidenz aus anderen Studien ein. Beide Analysen nutzen einen Ansatz, der es erlaubt, statistisch fundierte Aussagen über die hier interessierenden länderübergreifenden Unterschiede in der Geldpolitik abzuleiten.²⁾ Dies erlaubt schließlich auch eine Diskussion über die Bedeutung länderspezifischer Transmissionsanalysen für das Eurosystem.

Empirische Untersuchungen finden länderspezifische Unterschiede in der geldpolitischen Transmission

■ Empirische Analysen möglicher heterogener Effekte der Geldpolitik des Eurosystems

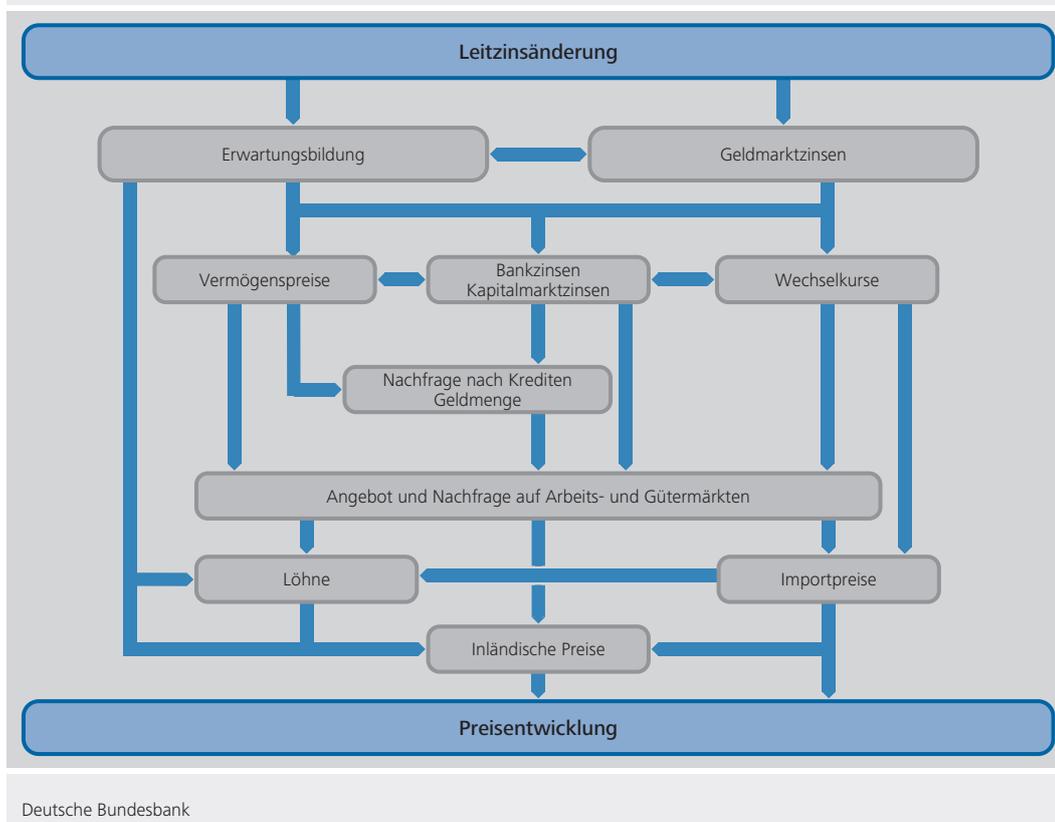
Zu möglichen regionalen Unterschieden in den Wirkungen der Geldpolitik innerhalb eines Landes oder zwischen Ländern einer Währungsunion gibt es eine Reihe empirischer Untersuchungen, die sich zum überwiegenden Teil

Mögliche Einflussfaktoren auf geldpolitische Transmission

¹ Einen Überblick über die strukturellen Unterschiede zwischen den Volkswirtschaften des Euroraums bieten z. B.: European Banking Federation (2022) sowie Sondermann et al. (2019).

² Zu diesem Ansatz siehe: Mandler et al. (2022) und die Ausführungen auf S. 44 ff.

Wirkungszusammenhänge bei Leitzinsänderungen



mit den Wirkungen der Zinspolitik der Zentralbank beschäftigen.³⁾

Das oben stehende Schaubild zeigt eine einfache Darstellung der Wirkungskanäle einer Änderung der geldpolitischen Leitzinsen.⁴⁾ Die Stärke und relative Bedeutung der verschiedenen Wirkungsmechanismen dürfte dabei von strukturellen Gegebenheiten der verschiedenen Volkswirtschaften abhängen und somit zu Unterschieden in den Wirkungen der Geldpolitik zwischen den Volkswirtschaften des Euroraums führen. So reagieren bei intensiverem Wettbewerb im Bankensystem die Bankzinsen stärker auf Veränderungen der von der Geldpolitik beeinflussten Marktzinsen (vgl. z. B.: van Leuvensteijn et al. (2008)). Auf die Stärke der geldpolitischen Übertragung über Vermögenspreise, wie zum Beispiel Aktienkurse oder Immobilienpreise, wirkt unter anderem die Verbreitung von Aktienbesitz und Wohneigentum. Die Stärke des Wechselkurskanals sollte mit dem Grad der Offenheit der Volkswirtschaft, das heißt der

Bedeutung von Exporten und Importen zunehmen. Das Ausmaß, in dem sich durch die Geldpolitik verursachte Veränderungen der nominalen Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen in Veränderungen des realen Outputs niederschlagen, hängt auch von der Struktur des Arbeitsmarktes ab: Bei einer ausgeprägteren Rigidität des Reallohns sollten Output und Beschäftigung stärker auf Veränderungen der nominalen Nachfrage reagieren (vgl. z. B.: Abritti und Weber (2010)). Wie stark sich durch

³ Beispiele solcher Analysen für die USA sind: Carlino und DeFina (1998, 1999) sowie Owyang und Wall (2009); und für Australien: Vespignani (2015). Für einen Überblick über die Literatur zu länderspezifischen Effekten der Zinspolitik im Euroraum siehe: Mandler et al. (2022), S. 629 ff. Einen weiter gefassten Überblick über die empirische Evidenz zu regionalen Effekten der Geldpolitik bieten: Dominguez-Torres und Hierro (2019). Diese Literatur steht zudem in Beziehung zu jener über Spillover-Effekte der Geldpolitik der USA oder des Euroraums auf andere Volkswirtschaften, z. B.: Benecká et al. (2020), Bluwstein und Canova (2016), Crespo Cuaresma et al. (2019) sowie Georgiadis (2016).

⁴ Für eine schematische Darstellung der Wirkungsmechanismen von geldpolitischen Ankaufprogrammen siehe z. B.: Deutsche Bundesbank (2016), S. 35.

Verbreitete Nutzung von VAR-Modellen für die Analyse der geldpolitischen Transmission

geldpolitische Impulse Output und Inflation relativ zueinander verändern, hängt maßgeblich von der Steigung der Phillips-Kurve ab, in der sich ebenfalls strukturelle Eigenschaften der Volkswirtschaften niederschlagen.⁵⁾

Der Großteil der Analysen zu möglichen länder- oder regionenspezifischen Unterschieden in der Transmission verwendet zur Schätzung sogenannte vektorautoregressive (VAR-)Modelle. Diese Modelle betrachten dynamische Zusammenhänge zwischen mehreren Variablen.⁶⁾ Zur Schätzung der Wirkungen der Geldpolitik ist es nötig, die kausale Beziehung zwischen Veränderungen der geldpolitischen Instrumente, zum Beispiel der Leitzinsen, und Veränderungen der anderen Variablen zu isolieren. Dies wird dadurch erschwert, dass die Geldpolitik ihrerseits auf Veränderungen der anderen Variablen reagiert. Analysen mithilfe von VAR-Modellen stellen eine Reihe von Ansätzen zur Lösung dieses sogenannten Identifikationsproblems bereit.⁷⁾ Die in den nächsten Abschnitten vorgestellten Analysen nutzen VAR-Modelle, in denen geldpolitische Impulse mithilfe von Vorzeichenrestriktionen identifiziert werden, das heißt mithilfe von Annahmen darüber, in welche Richtung ein geldpolitischer Impuls die anderen Variablen im Modell beeinflusst (siehe die Erläuterungen auf S. 55 ff.).

Nutzung von Daten vor der Euro-Einführung führt zu Problem der Trennung von heterogener Transmission und unterschiedlichen geldpolitischen Reaktionsfunktionen

Eine Reihe von Studien für den Euroraum entstand zeitlich um den Beginn der Währungsunion oder in den ersten Jahren danach. Diese Analysen beruhen gezwungenermaßen ganz oder zu einem großen Teil auf Daten aus der Zeit vor der Einführung des Euro. Erst später entstandene Analysen konnten sich ausschließlich auf Daten aus der Zeit nach dem Beginn der Währungsunion stützen.⁸⁾ Bei der Nutzung von Daten aus der Zeit vor der Währungsunion entsteht das Problem, dass der Befund länderspezifischer Unterschiede in den Wirkungen der Geldpolitik seine Ursache auch in Unterschieden im Verhalten der jeweiligen nationalen Zentralbanken haben kann.⁹⁾ Die im Folgenden vorgestellten Untersuchungen nutzen nur Daten ab 1999, sodass mögliche Unterschiede im Ver-

halten der verschiedenen Zentralbanken vor Beginn der Währungsunion keine Rolle spielen.

Neben Untersuchungen zu länderspezifischen Effekten der Zinspolitik, das heißt der konventionellen Geldpolitik von Zentralbanken, gibt es auch Analysen zu möglichen unterschiedlichen Effekten unkonventioneller Geldpolitik (siehe Ausführungen auf S. 47 ff. und 51 ff.). Für den Euroraum beschäftigen sich diese Arbeiten zum Teil mit den Wirkungen unkonventioneller Geldpolitik im Allgemeinen, wie zum Beispiel Boeckx et al. (2017) oder Burriel und Galesi (2018), oder mit bestimmten unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen wie dem Ankaufprogramm für Staatsanleihen (z. B. Wieladek und Pascual (2016)).

Heterogene Wirkungen der Zinspolitik?

In der jüngsten Zinserhöhungsphase sind die geldpolitischen Leitzinsen wieder das vorrangige Instrument des Eurosystems. Damit stellt sich die Frage, ob es Unterschiede in der Wirkung von Leitzinsänderungen auf die einzelnen Volkswirtschaften des Euroraums gibt. Einen Beitrag zu dieser Diskussion bietet die Untersuchung von Mandler et al. (2022). In ihr werden die Unterschiede in der Wirkung der Zinspolitik des Eurosystems zwischen Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien im Rahmen eines empirischen Mehr-Länder-Modells analysiert. Grundlage dafür ist ein mit bayesianischen Methoden geschätztes vektorautoregressives (BVAR-)Modell, das die Wechselwirkungen zwischen allen im Modell für die verschiedenen Länder enthalte-

Mehr-Länder-BVAR-Modell zur Analyse der Wirkungen der Zinspolitik in Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien

⁵ Zu Schätzungen der Steigung der Phillips-Kurve der Euro-Länder siehe z. B.: Ciccarelli und Osbat (2017).

⁶ Für einen Überblick über VAR-Modelle siehe z. B.: Kilian und Lütkepohl (2017).

⁷ Für einen Überblick über Identifikationsansätze siehe z. B.: Kilian und Lütkepohl (2017), Kap. 8–15.

⁸ Beispiele sind: Cavallo und Ribba (2015), Ciccarelli et al. (2013) sowie Georgiadis (2015).

⁹ Eine Diskussion dieses Problems bieten: Guiso et al. (2000). Die Verwendung von Daten aus der Zeit vor der Währungsunion erfordert deshalb eine sehr sorgfältige Modellierung der Geldpolitik, um für die Effekte möglicher Unterschiede in der geldpolitischen Reaktionsfunktion zu kontrollieren. Beispiele dafür sind: Mojon und Peersman (2001) sowie Ciccarelli und Rebucci (2006).

nen Variablen erfasst (siehe die Ausführungen auf S. 55 ff.). Die Einbeziehung aller betrachteten Länder in ein gemeinsames Modell ermöglicht eine statistisch rigorose Analyse möglicher geldpolitischer Wirkungsunterschiede (siehe die Ausführungen auf S. 44 ff.).

Einschätzung von Länderunterschieden mittels statistischer Verteilung der Länderdifferenzen der Effekte der Geldpolitik

Die Schaubilder auf Seite 42 f. zeigen die Hauptergebnisse dieser Analyse. Sie stellen die geschätzten statistischen Verteilungen der Länderunterschiede in den Reaktionen des realen BIP und des harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) auf eine Zinserhöhung um 25 Basispunkte (bp) grafisch dar. Diese Verteilungen werden aus der Differenz der geschätzten Wirkung der Geldpolitik auf die betreffende Variable im ersten Land minus der Wirkung im zweiten Land berechnet.¹⁰⁾ Da das Modell in Bezug auf Zinserhöhungen und Zinssenkungen symmetrisch ist, gelten die Aussagen mit umgekehrtem Vorzeichen für eine Zinssenkung. Die einzelnen Abbildungen stellen diese Unterschiede für verschiedene Zeithorizonte nach dem restriktiven geldpolitischen Impuls für alle sechs möglichen Kombinationen der vier Länder dar. Aus der Lage der geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilung für ein Länderpaar im Vergleich zur Nulllinie kann man schließen, ob und in welcher Richtung sich der Effekt der Zinsänderung zwischen den beiden Ländern unterscheidet. Liegt die Verteilung relativ symmetrisch um null herum, gibt es keinen deutlichen Hinweis auf einen Unterschied in den Wirkungen der Geldpolitik. Liegt die Verteilung der Differenz weitgehend im negativen Bereich, so hat eine Zinserhöhung einen (mathematisch) kleineren Effekt auf die Variable im erstgenannten im Vergleich zum zweitgenannten Land. Im vorliegenden Fall bedeutet dies einen stärker negativen Effekt im ersten im Vergleich zum zweiten Land.¹¹⁾ Zur Erleichterung der Interpretation zeigt jede Abbildung ausgewählte Perzentile der geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilung der Länderdifferenz.¹²⁾ Weitergehende Erläuterungen dazu finden sich in den Ausführungen auf Seite 44 ff.

Die ersten drei Teilabbildungen zeigen, dass die Länderdifferenzen mit Deutschland an der ers-

ten Stelle für Zeithorizonte von bis zu vier Quartalen überwiegend im negativen Bereich liegen. Auch darüber hinaus, bis zu etwa sechs Quartalen, ist die Wahrscheinlichkeit für eine negative Differenz deutlich größer als für eine positive. Insgesamt weisen diese Ergebnisse somit darauf hin, dass das reale BIP in Deutschland nach einer Zinserhöhung stärker zurückgeht als in den anderen drei Ländern.

Das Ergebnis des Vergleichs unter den drei anderen Ländern hängt vom Zeithorizont ab: Die Ergebnisse für Frankreich und Italien relativ zu Spanien in den letzten beiden Abbildungen deuten auf eine kurzfristig negative Differenz, das heißt einen stärkeren Rückgang des realen BIP in den ersten Quartalen in Frankreich und in Italien im Vergleich zu Spanien hin. Danach sind jedoch keine systematischen Unterschiede mehr erkennbar.¹³⁾ Insgesamt liefert die Schätzung Hinweise auf eine stärkere kurz- bis mittelfristige Wirkung der Geldpolitik auf das reale BIP in Deutschland im Vergleich zu den anderen betrachteten Ländern, während die Wirkung auf das reale BIP in Spanien kurzfristig am schwächsten ist.¹⁴⁾

Im Ländervergleich reagiert reales BIP in Deutschland stärker auf Zinsänderungen, ...

10 Da das reale BIP und der HVPI in logarithmierten Niveaus in die Schätzung eingehen, sind die Effekte der Geldpolitik als prozentuale Abweichungen der Variablen von ihrem langfristigen Gleichgewicht zu interpretieren. Die Abbildungen zeigen somit die Differenz dieser prozentualen Abweichungen zwischen den beiden Ländern.

11 Die Identifikationsannahmen des Modells stellen eine negative Reaktion des realen BIP und des HVPI nur in der Periode der Zinserhöhung sicher. Die A-posteriori-Verteilung der BIP-Reaktion auf die Zinserhöhung weist in späteren Perioden in den einzelnen Ländern auch Masse oberhalb der Nulllinie auf, d. h. eine spätere positive Reaktion des Outputs auf eine Zinserhöhung kann nicht ausgeschlossen werden. Eine negative Differenz in der Abbildung bedeutet somit streng genommen, dass die Reaktion von Output oder HVPI im ersten Land kleiner, d. h. stärker negativ oder schwächer positiv ist, als im Zweiten.

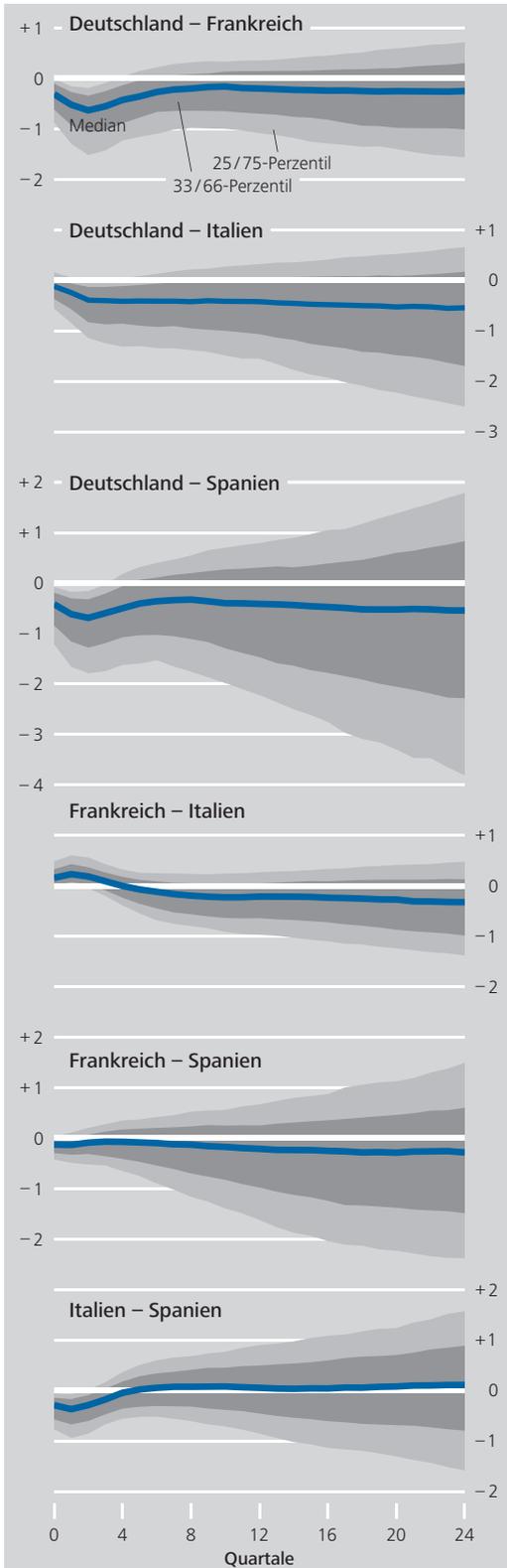
12 Das Perzentil der Ordnung p einer Wahrscheinlichkeitsverteilung einer Variablen x ist der Merkmalswert x_p , der vom Anteil p aller Realisationen nicht überschritten wird, d. h. mit $F(x)$ als der kumulierten Verteilungsfunktion gilt $F(x_p) = p$.

13 Die Differenz zwischen Frankreich und Italien ist zuerst positiv und wendet sich dann in den negativen Bereich. Das bedeutet, dass der reale Output in Frankreich nach einer Zinserhöhung zunächst weniger, danach aber tendenziell stärker zurückgeht als in Italien.

14 Langfristig verschwindet die Evidenz für diese Unterschiede, da das reale BIP jeweils zu seinen langfristigen Gleichgewichtswerten zurückkehrt und sich gleichzeitig die Unsicherheitsbänder mit zunehmendem Zeithorizont tendenziell verbreitern.

Ländervergleich der Wirkung der Geldpolitik auf das reale BIP¹⁾ hier: Zinserhöhung um 25 bp

in %



* Geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wirkung im erstgenannten minus der Wirkung im zweitgenannten Land.
 Deutsche Bundesbank

Die Abbildungen für den HVPI zeigen in den ersten drei Feldern eine überwiegend positive Differenz zwischen Deutschland und den anderen Ländern. Die positive Differenz ergibt sich daraus, dass von der negativen Reaktion des HVPI in Deutschland eine stärker negative Reaktion im anderen Land subtrahiert wird.¹⁵⁾ Das bedeutet, dass das Preisniveau in Deutschland nach einer Zinserhöhung weniger stark zurückgeht als in den anderen Ländern. Die letzten beiden Abbildungen mit den Differenzen zwischen Frankreich beziehungsweise Italien und Spanien weisen auf einen kurzfristig stärkeren Rückgang des HVPI in Spanien im Vergleich zu Italien und Frankreich hin.¹⁶⁾ Insgesamt deuten die Ergebnisse für die Verbraucherpreise auf die stärkste Reaktion auf die Geldpolitik in Spanien und die schwächste in Deutschland hin.¹⁷⁾

... Verbraucherpreise aber schwächer

Zusammengenommen weisen die Ergebnisse darauf hin, dass sich die Reihenfolge der Länder umkehrt, wenn es nicht mehr um das reale BIP, sondern um die Stärke der Wirkung der Zinspolitik auf die Verbraucherpreise geht. Dies muss kein Widerspruch sein, sondern kann als eine zwischen den Ländern unterschiedliche Steigung der gesamtwirtschaftlichen Angebotsfunktion interpretiert werden, die den Zusammenhang zwischen dem realen BIP und dem gesamtwirtschaftlichen Preisniveau beschreibt. Die Ergebnisse lassen vermuten, dass sie in Deutschland flacher als in den anderen hier betrachteten Ländern ist.¹⁸⁾

Es stellt sich die Frage nach den Gründen für die aufgezeigten Unterschiede. In der Literatur zu

¹⁵ Siehe dazu auch die Erläuterung in Fußnote 11.
¹⁶ Ähnlich wie bei der BIP-Reaktion kehrt sich die Reihenfolge zwischen Frankreich und Italien nach wenigen Quartalen im Vergleich zu dem Zeitraum davor um.
¹⁷ Die Rangfolgen in Bezug auf die BIP- und Preiseffekte werden durch eine Reihe anderer Tests in Mandler et al. (2022) gestützt.
¹⁸ Die o. g. Ergebnisse beziehen sich auf die Beziehung zwischen dem Output, d. h. dem realen BIP, und dem Preisniveau. Sie sind konsistent mit der Evidenz für eine relativ flache Phillips-Kurve in Deutschland, vgl. z. B.: Ciccarelli und Osbat (2017) sowie Reichold et al. (2022). Die Phillips-Kurve beschreibt die Beziehung zwischen tatsächlicher Inflationsrate, erwarteter Inflationsrate und der Outputlücke, d. h. der Abweichung des Outputs vom Potenzialoutput.

Mögliche strukturelle Erklärungen für Unterschiede in der BIP-Reaktion

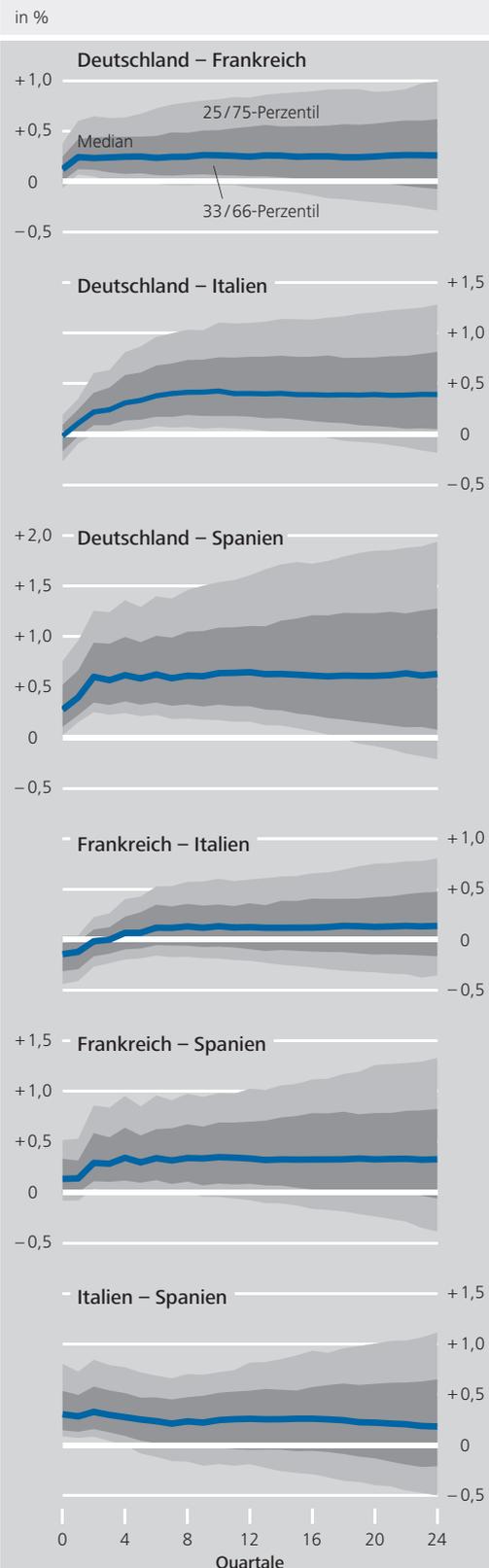
regionalen beziehungsweise länderspezifischen Effekten der Geldpolitik wird die Bedeutung verschiedener struktureller Einflussgrößen als Ursache für Unterschiede in der Wirkungsstärke der Geldpolitik zwischen Volkswirtschaften untersucht. Zu diesen Faktoren gehört die Bedeutung kapitalintensiver Sektoren oder Sektoren mit zinsensitiver Nachfrage wie des produzierenden Gewerbes (vgl. z. B.: Carlino und DeFina (1998, 1999) sowie Owyang und Wall (2009)), der Produktion langlebiger Güter oder des Bausektors (Georgiadis (2015)). Eine andere mögliche Ursache ist eine unterschiedliche Flexibilität des Arbeitsmarktes. So zeigt die Regressionsanalyse von Georgiadis (2015) beispielsweise, dass die Stärke der Wirkung der Geldpolitik auf das reale BIP signifikant von den Arbeitsmarktinstitutionen und dem Branchenmix abhängt. Weitere mögliche Erklärungen sind Unterschiede in der Bedeutung des Exportsektors und damit des Wechselkurskanals oder in der Wettbewerbsintensität im Bankensystem, die ihrerseits Auswirkungen auf die Zinsweitergabe haben kann.¹⁹⁾

Um die Bedeutung der verschiedenen möglichen Ursachen abzuschätzen, stellen Mandler et al. (2022) Indikatoren für die genannten Einflussfaktoren zusammen und überprüfen, inwieweit die stärkere BIP-Reaktion in Deutschland mit der relativen Position des Landes im Hinblick auf diese Indikatoren konsistent ist.²⁰⁾ Dabei zeigt sich, dass die stärkere BIP-Reaktion in Deutschland auf die Zinspolitik konsistent mit

¹⁹ Für eine Diskussion der verschiedenen Erklärungsansätze siehe: Mandler et al. (2022) und die darin enthaltenen Literaturangaben.

²⁰ Andere Studien testen mögliche Erklärungsansätze, indem sie den Tiefpunkt der BIP-Reaktion (Georgiadis (2015)) bzw. die über acht Quartale kumulierten Impulsantwortfunktionen (Carlino und DeFina (1998, 1999)) auf eine Konstante und eine oder mehrere erklärende Variablen regressieren. Da in der hier vorgestellten Analyse jedoch nur Ergebnisse für vier Länder vorliegen, ist eine vergleichbare Regressionsanalyse nicht möglich. Bei einer Regression auf eine Konstante und eine erklärende Variable würde nur noch ein Freiheitsgrad verbleiben, da auch die Residualvarianz geschätzt werden muss. Für die anderen Studien gilt dieses Problem nicht, da diese mehr Regionen bzw. Länder enthalten. Die Schätzung des Modells erfordert in diesen Fällen allerdings stärkere Restriktionen auf die Interaktion zwischen den Ländern oder die Berücksichtigung weniger Variablen pro Region.

Ländervergleich der Wirkung der Geldpolitik auf den HVPI*) hier: Zinserhöhung um 25 bp



* Geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wirkung im erstgenannten minus der Wirkung im zweitgenannten Land.
 Deutsche Bundesbank

Zur Methodik des Vergleichs der geldpolitischen Effekte

Der Kern der im Hauptteil des Aufsatzes zusammengefassten Studien von Mandler et al. (2022) sowie Mandler und Scharnagl (2023) ist ein Vergleich von geschätzten Reaktionen verschiedener makroökonomischer Variablen auf geldpolitische Schocks zwischen verschiedenen Ländern. Die dynamischen Effekte eines geldpolitischen Schocks werden normalerweise mithilfe von Impulsantwortfunktionen mit Unsicherheitsbändern dargestellt, die Informationen über die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Schätzung zusammenfassen. In den meisten Studien, die auf vektorautoregressiven (VAR-)Modellen beruhen, erfolgt die Untersuchung auf Unterschiede zwischen den Ländern oder Regionen durch den visuellen Vergleich dieser Impulsantwortfunktionen. Weisen die Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Impulsantwortfunktionen für eine Variable in zwei Ländern oder Regionen nur einen geringen Überlappungsgrad auf, so wird daraus auf einen Unterschied in den Effekten der Geldpolitik geschlossen.¹⁾

Dieser Vergleichsansatz ist jedoch mit Problemen verbunden. Das erste besteht darin, dass er nicht direkt auf das interessierende Phänomen abstellt – den Unterschied in den Impulsantwortfunktionen – sondern indirekt über die Betrachtung der Verteilungen der Impulsantwortfunktionen selbst, darauf zu schließen versucht.²⁾ Das zweite Problem ist, dass diese Vorgehensweise die beiden zu vergleichenden geschätzten Impulsantwortfunktionen als voneinander unabhängig behandelt. Tatsächlich dürften die Schätzfehler in den Impulsantwortfunktionen miteinander korreliert sein.³⁾ Drittens hat der Vergleich der Überlappung von Unsicherheitsintervallen im Vergleich zu einem direkten Test auf eine Differenz ungünstige statistische Eigenschaften.⁴⁾

Mandler et al. (2022) schlagen einen Ansatz zum Vergleich der Impulsantwortfunktionen zwischen Regionen vor, der die Korrelation der Schätzfehler berücksichtigt und direkt auf die Wahrscheinlichkeitsverteilung des Unterschieds zwischen den Impulsantworten fokussiert. Der Ansatz nutzt somit die in der gemeinsamen Verteilung enthaltenen Information, anstatt indirekt Aussagen aus dem Vergleich der Verteilungen der beiden Impulsantworten abzuleiten. Sie benutzen für ihre Analyse ein Mehr-Länder-Modell, in dem alle untersuchten Länder gleichzeitig enthalten sind. Die Korrelation zwischen den Schätzfehlern der Impulsantwortfunktionen der Länder wird somit im Rahmen des Modells mit erfasst.⁵⁾ Die bayesianischen Verfahren, mit denen das Modell geschätzt wird, nutzen stochastische Simulationen,

1 Der einfache Vergleich der Punktschätzer der Impulsantwortfunktionen ist dagegen nur eingeschränkt informativ, da er die mit den Schätzungen verbundene Unsicherheit ignoriert. Je größer die Schätzunsicherheit, desto ausgeprägter muss der Abstand der Punktschätzer sein, um auf einen Unterschied zwischen den Ländern hinzudeuten.

2 Der Unterschied zwischen den Impulsantwortfunktionen ist eine Eigenschaft der gemeinsamen Verteilung der Impulsantwortfunktionen der Länder. Der Vergleich der Impulsantwortfunktionen nutzt aber nur Informationen aus der Randverteilung oder nimmt implizit Unabhängigkeit zwischen den Impulsantwortfunktionen an. Unter dieser Annahme würden die Randverteilungen dieselben Informationen wie die gemeinsame Verteilung beinhalten.

3 Selbst, wenn die Impulsantwortfunktionen aus getrennt geschätzten Modellen für die einzelnen Länder berechnet worden sind, können die Schätzfehler dennoch korreliert sein, wenn in die einzelnen Modelle teilweise dieselben Daten eingehen oder die enthaltenen Daten zwischen den Modellen korreliert sind.

4 Siehe: Schenker und Gentleman (2001).

5 Dies ist nicht der Fall, wenn man die Impulsantwortfunktionen aus jeweils einzelnen, unabhängig voneinander geschätzten Modellen für die verschiedenen Regionen erzeugt. Für die Berücksichtigung der Korrelation der Schätzfehler muss nicht zwingend ein Modell wie das hier vorgestellte verwendet werden. Der Ansatz zum Vergleich der Impulsantwortfunktionen kann auch auf andere Ansätze für Mehr-Länder-Modelle übertragen werden, wie z. B. Factor-Augmented-VAR (FAVAR) oder Panel-VAR-Modelle.

um die Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Modellparameter zu erzeugen. Das Ergebnis ist eine große Anzahl an „Zügen“, von denen jeder jeweils einen kompletten Satz von Werten für die Modellparameter enthält. Die Gesamtheit dieser Züge ist eine Approximation an die geschätzte gemeinsame Verteilung der Modellparameter.⁶⁾ Aus jedem Zug für die Modellparameter können für alle Variablen Impulsantwortfunktionen auf einen geldpolitischen Schock berechnet werden. Zusammen genommen ergeben alle Züge damit eine Approximation an die gemeinsame Verteilung der Impulsantwortfunktionen aller Variablen und diese gemeinsame Verteilung spiegelt auch die Korrelation zwischen den Impulsantworten der verschiedenen Länder wider.

Die Fragestellung der Studie zielt auf mögliche Unterschiede zwischen den Impulsantwortfunktionen verschiedener Länder ab. Mandler et al. (2022) schlagen deshalb vor, für jeweils eine Variable, wie das Bruttoinlandsprodukt oder den Harmonisierten Verbraucherpreisindex, aus jedem Zug in der Schätzung die Differenz zwischen den Impulsantwortfunktionen zweier Länder zu berechnen. Aus der Gesamtheit der Züge resultiert so die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Differenz in der Wirkung der Geldpolitik auf diese Variable zwischen den beiden betrachteten Ländern, aus der, wie im Haupttext gezeigt, Schlussfolgerungen über mögliche Heterogenität in der geldpolitischen Transmission abgeleitet werden können.

Den Nutzen dieser Teststrategie kann man sich an einem Beispiel verdeutlichen. Es sei angenommen, die Impulsantwortfunktionen zweier Länder unterscheiden sich um einen konstanten, aber, im Verhältnis zur Schätzunsicherheit der Impulsantwortfunktionen, sehr kleinen Betrag. Zudem sei der Schätzfehler der Impulsantwortfunktionen

in den beiden Ländern perfekt positiv korreliert. Die oben beschriebene Berechnung der Differenzen resultiert in diesem Beispiel in einem konstanten und von null verschiedenen Wert, der eindeutig auf einen Unterschied in der Wirkung der Geldpolitik hinweist. Die Impulsantwortfunktionen mit ihren Unsicherheitsbändern überlappen sich in diesem Beispiel jedoch nahezu vollständig, sodass ihr visueller Vergleich keine erkennbaren Hinweise auf Unterschiede liefert.

Der Grundgedanke dieses Ansatzes kann von der Analyse länderspezifischer Unterschiede zwischen Impulsantwortfunktionen auf Unterschiede anderer aus Mehr-Länder-Modellen ableitbaren Größen ausgeweitet werden, wie zum Beispiel auf Schockerlegungen, Prognosen oder Simulationen. So untersuchen Mandler und Scharnagl (2020) Unterschiede zwischen den simulierten Effekten des Ankaufprogramms für Vermögenswerte (APP) des Eurosystems auf die großen Euroraum-Länder. Die Anwendungsmöglichkeit des Ansatzes reicht zudem über Analysen heterogener Effekte gemeinsamer (geld-, fiskalpolitischer oder anderer) Schocks in einer Währungsunion oder Regionen eines Landes hinaus. Er ist allgemein auf die Frage heterogener Effekte eines gemeinsamen Schocks über Einheiten, wie Länder, Wirtschaftszweige usw. anwendbar.⁷⁾

In ähnlicher Weise kann man auch die Frage nach unterschiedlichen Wirkungen verschie-

⁶ Die Gesamtheit der Züge approximiert die sog. A-posteriori-Verteilung der Modellparameter. Diese ergibt sich aus der Kombination der A-priori-Verteilung, d. h. Ex-ante-Annahmen über die Verteilung der Parameter, mit der Likelihood-Funktion, die die Informationen der Daten über die Parameter beinhaltet. Für eine Einführung in bayesianische Schätzansätze siehe z. B.: Koop (2003) sowie zu bayesianischen VAR-Modellen z. B.: Kilian und Lütkepohl (2017), Kap. 5.

⁷ Ein Beispiel dafür sind die in Fußnote 3 im Haupttext genannten Untersuchungen von Spillover-Effekten.

dener Schocks auf eine bestimmte Variable untersuchen. Ein Beispiel dafür ist der Vergleich der Effekte eines konventionellen geldpolitischen Schocks mit jenen eines Schocks auf die erwarteten geldpolitischen Zinsen in Mandler und Scharnagl (2023). Für diesen Zweck müssen allerdings die beiden Schocks durch eine geeignete Normierung vergleichbar gemacht werden.

Jede Abbildung der geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilung der Länderdifferenzen auf den Seiten 42 f. und 49 f. im Haupttext zeigt zur Erleichterung der Interpretation fünf Perzentile, das 25., 33., 50. (Median), 66. und 75. Perzentil. Als Beispiel sei an dieser Stelle die Interpretation der Differenzen der Reaktionen des realen BIP zwischen Deutschland und Frankreich und Deutschland und Italien auf Seite 42 erläutert.

Einen ersten Anhaltspunkt kann der Vergleich des Medians mit der Nulllinie bieten: Liegt der Median unterhalb (oberhalb) von null, so ist die Wahrscheinlichkeit, dass die tatsächliche Differenz zwischen den beiden Ländern negativ (positiv) ist, größer als die Wahrscheinlichkeit einer positiven (negativen) Differenz. Für die Differenz der BIP-Reaktion zwischen Deutschland und Frankreich liegt in dem Quartal, in dem der Schock eintritt (Quartal null) und den darauf folgenden drei Quartalen das 75. Perzentil unterhalb der Nulllinie. Das bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit für eine negative Differenz mindestens dreimal so groß ist, wie die Wahrscheinlichkeit für eine positive Differenz (mehr als 75% zu weniger als 25%). Danach liegt das 66. Perzentil bis etwa zwei Jahre nach dem Schock in der Nähe der Nulllinie, was ein Wahrscheinlichkeitsverhältnis von etwa zwei zu eins für eine negative versus eine positive Differenz anzeigt (etwa 66% zu etwa 33%). Da die Zinserhöhung negativ auf das reale BIP in

beiden Ländern wirkt, bedeutet eine negative Differenz, dass das reale BIP in Deutschland infolge der Zinssenkung stärker abnimmt als in Frankreich.⁸⁾ Abgesehen von der Periode, in der der Schock eintritt, ist auch für den Vergleich zwischen Deutschland und Italien das 75. Perzentil der Differenz bis etwa vier Quartale nach dem Schock in der Nähe von null, das heißt das Wahrscheinlichkeitsverhältnis für eine negative Differenz zu einer positiven Differenz beträgt etwa drei zu eins. Über den darauf folgenden Zeithorizont bis etwa drei Jahre hinaus liegt das 66. Perzentil in der Nähe der Nulllinie, was ein Wahrscheinlichkeitsverhältnis von etwa zwei zu eins für eine negative versus eine positive Differenz anzeigt. Zusammen genommen weisen diese Ergebnisse auf eine negative Differenz und damit auf einen stärkeren Rückgang des realen BIP in Deutschland hin. Die anderen abgebildeten Länderdifferenzen können durch Nutzung der in den Perzentilen enthaltenen Informationen entsprechend interpretiert werden.

⁸ Siehe dazu auch Fußnote 11 im Haupttext auf S. 41.

einer größeren Bedeutung des produzierenden Gewerbes und der Produktion langlebiger Güter, einem schwächeren Schutz von Beschäftigungsverhältnissen, einer größeren Bedeutung von Exporten und einem stärkeren Wettbewerb im Bankensystem als in den anderen betrachteten Ländern ist.²¹⁾

Erklärung der Unterschiede für die Entwicklung der Preise erweist sich als schwierig

Die Suche nach den Ursachen für die Länderunterschiede in der Preisreaktion erweist sich als deutlich schwieriger. Die Analyse von Abbritti und Weber (2010) zum Einfluss von Arbeitsmarktinstitutionen auf konjunkturelle Schwankungen zeigt, dass eine ausgeprägtere Reaktion der Beschäftigung – und damit auch des Outputs – auf einen geldpolitischen Impuls in Verbindung mit einer schwächeren Reaktion der Inflationsrate eintritt, wenn das betreffende Land eine Kombination aus relativ geringer Flexibilität der Reallöhne und hoher Flexibilität der Beschäftigung aufweist. Zwar liefern die oben genannten Indikatoren zum Schutz von Beschäftigungsverhältnissen für Deutschland Hinweise auf eine höhere Flexibilität des Beschäftigungsvolumens im Vergleich zu den anderen hier betrachteten Ländern. Zugleich sprechen andere Indikatoren aber nicht für eine stärkere Reallohnrigidität.²²⁾

Ergebnisse vorhandener Studien für die Euro-Länder nicht einheitlich

Das Ergebnis der hier vorgestellten Analyse einer stärkeren Reaktion des realen BIP in Deutschland findet sich auch in einigen anderen Studien wie zum Beispiel jener von Georgiadis (2015), die auch nur Daten aus der Zeit nach Einführung des Euro verwendet. Über die vorhandenen empirischen Untersuchungen insgesamt sind die Ergebnisse für die relative Reihenfolge der Euro-Länder sowohl im Hinblick auf die BIP- als auch die Preiseffekte aber nicht einheitlich.²³⁾ Die vorhandenen empirischen Analysen unterscheiden sich im Hinblick auf die Schätzperioden, die Modellstrukturen, die enthaltenen Variablen und die genutzten Identifikationsverfahren für geldpolitische Impulse, was den Vergleich der Ergebnisse erschwert. Zudem verzichtet ein Großteil der Studien – im Unterschied zu den hier präsentierten Analysen – auf eine rigorose statistische Teststrate-

gie und beschränkt sich überwiegend auf einen visuellen oder tabellarischen Vergleich der geschätzten Effekte der Geldpolitik, sodass unklar bleibt, wie diese Ergebnisse von einem statistischen Standpunkt aus einzuschätzen sind.²⁴⁾ Weitere Forschung ist nötig, um einen Konsens über die Unterschiede und ihre Determinanten zu schaffen.

Heterogene Wirkung von Veränderungen der Zins-erwartungen?

Neben Veränderungen der geldpolitischen Leitzinsen stehen Zentralbanken weitere Instrumente zur Verfügung, um Einfluss auf die Entwicklung der Verbraucherpreise zu nehmen. Im Euroraum kamen diese Instrumente insbesondere im Gefolge der globalen Finanzkrise und der Europäischen Staatsschuldenkrise zum Einsatz, als dem EZB-Rat durch die Senkung der geldpolitischen Leitzinsen in die Nähe der effektiven Zinsuntergrenze nur noch wenig Spielraum für weitere expansive Impulse durch die konventionelle Geldpolitik verblieb. Zu diesen Instrumenten gehört die sogenannte Forward Guidance, eine explizite Kommunikation über den zukünftigen Pfad der geldpolitischen Zinsen mit dem Ziel der Beeinflussung der Zinserwartungen. Veränderungen der Erwartungen über

Forward Guidance wirkt über Veränderungen von Zins-erwartungen

²¹ Es gibt jedoch auch Indikatoren für volkswirtschaftliche Strukturmerkmale, bei deren Reihung sich eine mit den Ergebnissen der empirischen Analyse nicht konsistente Reihenfolge ergibt. Damit kann dieser Ansatz nur grobe Anhaltspunkte für mögliche Ursachen liefern.

²² Solche Indikatoren sind z. B. der gewerkschaftliche Organisationsgrad oder die Abdeckung durch Tarifverträge, siehe z. B.: Babecky et al. (2010). Diese Indikatoren sprechen jedoch nicht für eine stärkere Reallohnrigidität in Deutschland. Georgiadis (2015) regressiert den Tiefpunkt der Reaktion des Preisniveaus auf mögliche erklärende Größen, wie Branchenmix und Arbeitsmarktinstitutionen. Lediglich der Regressionskoeffizient der Branchenstruktur weist einen auf dem 10 %-Niveau signifikant von null verschiedenen Wert auf.

²³ Siehe dazu: Mandler et al. (2022). Einen umfassenden Überblick über die empirischen Analysen zu Unterschieden in den Wirkungen der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität bieten: Dominguez-Torres und Hierro (2019).

²⁴ Ausgenommen hiervon ist Ciccarelli und Rebucci (2006), in dem die Autoren die statistische Signifikanz der Unterschiede zwischen den Ländern mithilfe des Kolmogorov-Smirnov-Tests prüfen.

die zukünftige Entwicklung der kurzfristigen Zinssätze wirken gemäß der Erwartungshypothese der Zinsstruktur auf die mittel- bis längerfristigen Kapitalmarktzinsen. Zudem kann diese Kommunikation die Unsicherheit über die zukünftigen geldpolitischen Zinssätze verringern und über diesen Kanal auch auf die längerfristigen Zinsen wirken.²⁵⁾

Grundsätzlich können Zentralbanken Forward Guidance verwenden, um die Zinserwartungen in die eine oder andere Richtung zu beeinflussen. Kommunikation wurde auch schon vor der Finanzkrise von Zentralbanken genutzt, um auf die Zinserwartungen einzuwirken, jedoch waren die Ankündigungen damals weniger explizit in Bezug auf den zukünftigen Pfad der geldpolitischen Zinsen.²⁶⁾ In der Negativzinsphase nutzte der EZB-Rat Forward Guidance, um zusätzliche expansive geldpolitische Impulse zu setzen, obwohl der kurzfristige Geldmarktzinssatz die effektive Zinsuntergrenze erreicht hatte.²⁷⁾

Transmission von Impulsen auf Zinserwartungen könnte sich von jener von Leitzinsänderungen unterscheiden

Da konventionelle Leitzinsänderungen ebenfalls zu einem bedeutenden Teil über Änderungen der Erwartungen wirken (siehe das Schaubild auf S. 39), könnte man vermuten, dass die Wirkungen von Forward Guidance auf die Volkswirtschaften des Euroraums den Wirkungen von Leitzinsänderungen recht ähnlich sind. Ein wesentlicher Unterschied besteht aber darin, dass Forward Guidance stärker auf den mittleren Teil der Zinsstrukturkurve wirkt, während Leitzinsänderungen stärker auf das kurzfristige Ende wirken.²⁸⁾ Es ist deshalb sinnvoll, die Frage länderspezifischer Unterschiede in den Wirkungen der Geldpolitik auch für den Fall der Forward Guidance zu untersuchen. So analysieren Mandler und Scharnagl (2023), ob Veränderungen der Erwartungen über den zukünftigen kurzfristigen Geldmarktzins unterschiedlich auf die vier großen Volkswirtschaften des Euroraums wirken. Diese Analyse kann als eine Annäherung an die Wirkungen von Forward Guidance interpretiert werden (siehe dazu die Erläuterungen auf S. 55 ff.).

Das für die Untersuchung genutzte Modell lehnt sich an jenes aus dem vorhergehenden Abschnitt an, enthält aber im Unterschied dazu Erwartungsvariablen, um die Effekte von Veränderungen der Zinserwartungen erfassen zu können. Als Indikator für die Geldpolitik wird der Dreimonatszins verwendet, da für diesen Erwartungen aus den Consensus Forecasts verfügbar sind. Eine kurze Beschreibung des Modells findet sich auf Seite 55 ff.

Um Erwartungsgrößen erweitertes BVAR-Modell

Die Schaubilder auf Seite 49 f. zeigen die Ergebnisse des Ländervergleichs der Reaktionen des realen BIP und des HVPI auf einen Anstieg des in einem Jahr erwarteten Dreimonatszinses um 25 bp.²⁹⁾ Für die Reaktion des realen BIP auf den erwarteten Zinsanstieg liegen die geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Differenzen zwischen Deutschland und den drei anderen Ländern für die ersten vier bis sechs Quartale überwiegend im negativen Bereich. Das bedeutet, dass das BIP nach dem restriktiven Zinserwartungsimpuls in Deutschland stärker zurückgeht als in den anderen drei Ländern, also stärker auf den geldpolitischen Impuls rea-

Reales BIP reagiert in Deutschland stärker auf Veränderung des erwarteten geldpolitischen Zinssatzes

²⁵ Für eine Erläuterung von Forward Guidance siehe: Deutsche Bundesbank (2013). Eine Reihe von Analysen mit unterschiedlichen Modellen zu den Wirkungen von Forward Guidance ist zusammengefasst in: Taskforce on Rate Forward Guidance and Reinvestment (2022).

²⁶ Nelson (2021) beschreibt die Herausbildung von Forward Guidance als Politikinstrument am Beispiel der Federal Reserve.

²⁷ Einen Überblick über die Forward Guidance des Eurosystems und ihrer Veränderungen im Zeitverlauf bieten: Hartmann und Smets (2018) sowie Rostagno et al. (2019).

²⁸ Vgl.: Taskforce on Rate Forward Guidance and Reinvestment (2022), S. 26 ff., sowie Altavilla et al. (2019). Mandler und Scharnagl (2023) vergleichen die Wirkungen von Leitzinsänderungen mit jenen von geldpolitisch verursachten Veränderungen von Zinserwartungen und finden, dass letztere in einigen Ländern des Euroraums tendenziell stärker auf Output und Preise wirken. Eine Ursache dafür ist, dass Erwartungsschocks eine persistenterere Reaktion des kurzfristigen Zinssatzes bewirken als konventionelle geldpolitische Impulse.

²⁹ Die Ergebnisse in Mandler und Scharnagl (2023) beziehen sich auf einen erwarteten Rückgang des Dreimonatszinses um 10 bp. Für die Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen der zuvor vorgestellten Analyse wurden die Ergebnisse für einen erwarteten Anstieg des Dreimonatszinses um 25 bp neu berechnet.

giert.³⁰⁾ Das Schaubild weist außerdem darauf hin, dass das reale BIP in Italien am wenigsten auf die Erwartungsänderung reagiert, mit Frankreich und Spanien zwischen den beiden Extremen.³¹⁾ Die Unterschiede zwischen Deutschland auf der einen und Frankreich und Spanien auf der anderen Seite bauen sich im Zeitverlauf wieder ab, während die Abweichung des Effekts in Italien eine gewisse Persistenz aufweist.

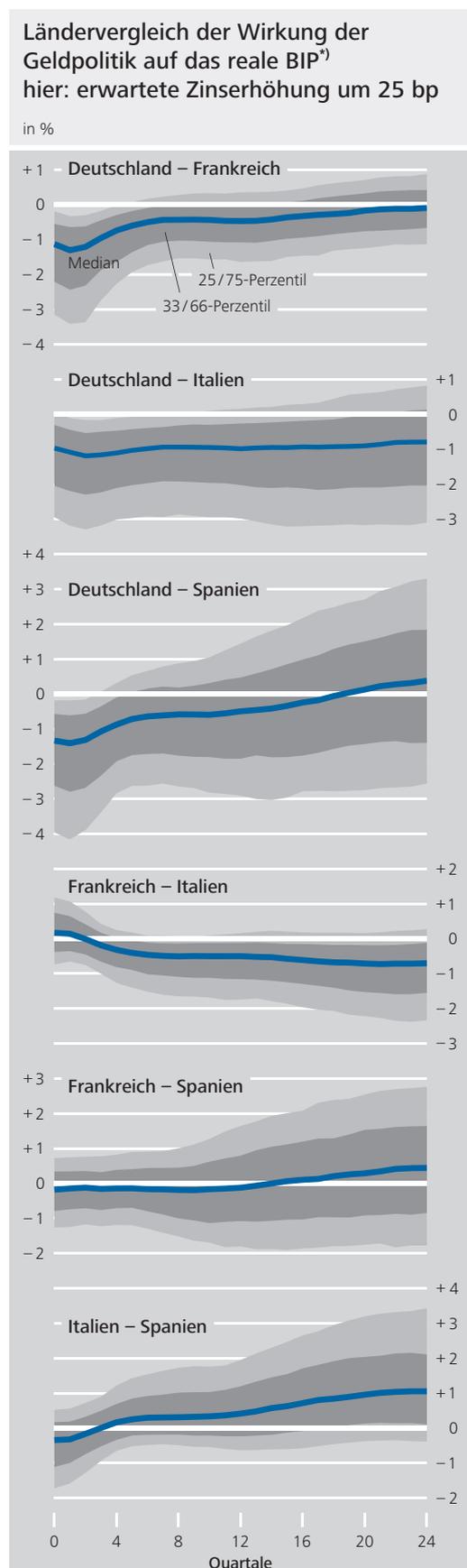
Unterschiede in Reaktion der Verbraucherpreise sind weniger deutlich

Die Unterschiede in den Reaktionen des HVPI zwischen den Ländern sind weniger deutlich ausgeprägt. Die geschätzten Wahrscheinlichkeitsverteilungen für den Vergleich von Deutschland mit den anderen drei Ländern deuten auf einen stärkeren negativen Effekt der erwarteten Zinserhöhung auf die Verbraucherpreise in Deutschland hin. Für die anderen Länder sind die Unterschiede schwächer und lassen keine klare Schlussfolgerung zu. Da das hier genutzte Modell symmetrisch ist, sind für den Fall eines Rückgangs der Erwartungen für den zukünftigen geldpolitischen Zinssatz die entsprechend umgekehrten Effekte auf das reale BIP und die Verbraucherpreise zu erwarten.

Wie ein konventioneller Zinsimpuls führt auch eine Veränderung der Zinserwartungen bei einem gleichbleibenden tatsächlichen Zinssatz zu einer stärkeren Veränderung des realen BIP in Deutschland. Jedoch reagiert das Preisniveau in Deutschland auf den Erwartungsimpuls stärker als in den anderen Ländern, während es auf den konventionellen Zinsimpuls schwächer rea-

30 Genauer bedeutet eine negative Differenz, dass das reale BIP im ersten Land stärker sinkt oder weniger stark ansteigt als im zweiten Land. Da die Vorzeichenrestriktion sich in diesem Modell nur auf den Durchschnitt der Länder bezieht, befindet sich ein Teil der Wahrscheinlichkeitsmasse der Impulsantwortfunktionen des realen BIP auch im positiven Bereich.

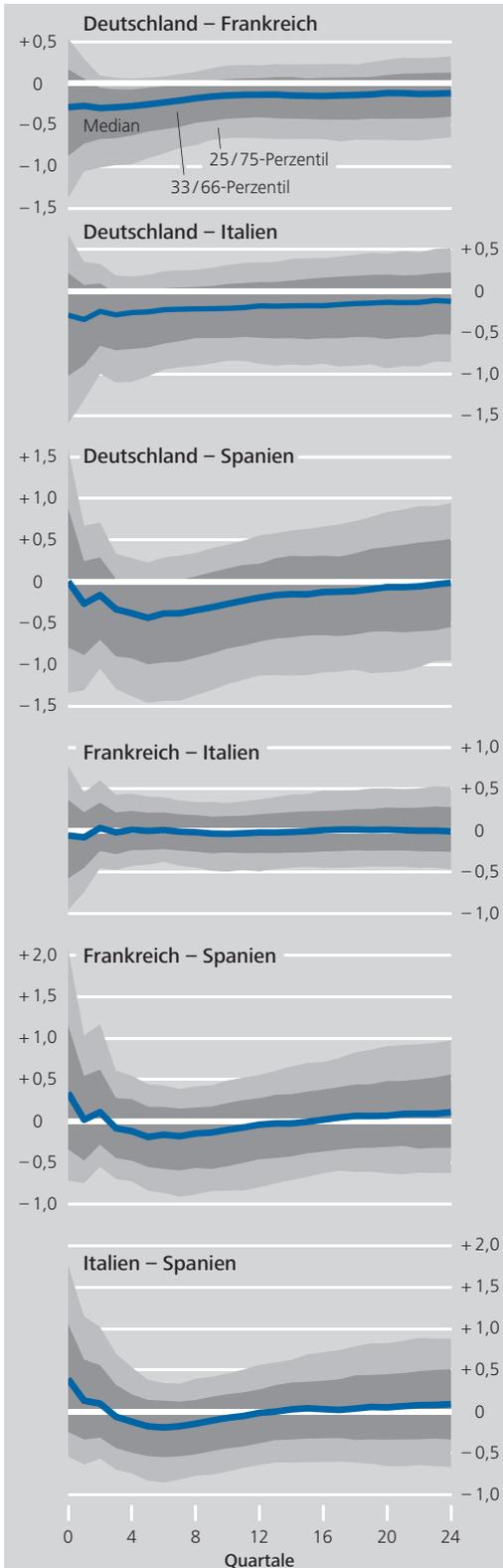
31 Die Verteilung der Differenz zwischen Frankreich und Spanien zeigt keine klare Richtung. Dagegen ist die Differenz zwischen Frankreich und Italien ab etwa vier Quartalen überwiegend im negativen und zwischen Italien und Spanien im positiven Bereich.



* Geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wirkung im erstgenannten minus der Wirkung im zweitgenannten Land.
 Deutsche Bundesbank

**Ländervergleich der Wirkung der Geldpolitik auf den HVPI*)
 hier: erwartete Zinserhöhung um 25 bp**

in %



* Geschätzte Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wirkung im erstgenannten minus der Wirkung im zweitgenannten Land.
 Deutsche Bundesbank

giert.³²⁾ Dies muss keinen Widerspruch darstellen, sondern könnte daran liegen, dass ein geldpolitischer Impuls in Form von Forward Guidance in Deutschland stärkeren Einfluss auf die Preiserwartungen der Produzenten als eine Leitzinsänderung hat. Für sich genommen würde dieser Effekt die Wirkung von Forward Guidance auf die Verbraucherpreise (relativ zu einer Leitzinsänderung) verstärken. Sofern dieser Effekt in anderen Ländern nicht oder nur in abgeschwächter Form eintritt, kann dies die Länderreihenfolge verändern.³³⁾

Mandler und Scharnagl (2023) untersuchen mögliche Begründungen für die stärkere BIP-Reaktion in Deutschland auf die Erwartungsänderung mithilfe von Erweiterungen des Modells um zusätzliche Variablen. Dieser Ansatz bietet sich hier im Unterschied zur Analyse im vorangegangenen Abschnitt an, da das Modell in seiner Basisversion weniger Variablen enthält und deshalb leichter um weitere Größen er-

Modellerweiterungen deuten auf persistenterere Wirkungen auf Finanzierungsbedingungen in Deutschland hin

32 Mandler und Scharnagl (2023) identifizieren zusätzlich zu dem Zinserwartungsschock einen konventionellen geldpolitischen Zinsschock – allerdings mit dem Dreimonatszins als geldpolitischem Indikator. Der Ländervergleich der Effekte dieses Zinsimpulses zeigt, dass das reale BIP in Deutschland stärker auf die konventionelle Zinspolitik reagiert als in den anderen Ländern, wie in Mandler et al. (2022). Die Reaktion des HVPI ist wieder in Spanien am stärksten. In dieser Hinsicht erscheinen die Ergebnisse für die konventionelle Geldpolitik robust. Die Rangfolge der jeweils anderen Länder verändert sich z. T. im Vergleich zu Mandler et al. (2022) und hängt vom betrachteten Zeithorizont der Reaktion ab. Beide Modelle unterscheiden sich u. a. im Schätzzeitraum, den enthaltenen Variablen und den Identifikationsannahmen für die geldpolitischen Impulse. Als Robustheitstest wurde das Modell in Mandler et al. (2022) neu mit den auf S. 56 beschriebenen Restriktionen auf die Länderdurchschnitte der Output- und Preisreaktionen geschätzt und somit an die Identifikationsannahmen des späteren Modells angenähert. Dies führt zu einer Abschwächung der Länderunterschiede in der BIP-Reaktion, sie bleibt jedoch weiterhin am stärksten in Deutschland. Die Preisreaktion bleibt dagegen weiter am stärksten in Spanien. Dies deutet darauf hin, dass dieser Identifikationsansatz nicht die Unterschiede in den Ergebnissen treibt.

33 Modelltheoretisch zielt dieses Argument darauf ab, dass sich das Gleichgewicht in einer Volkswirtschaft bei einem geldpolitischen Impuls nicht nur entlang einer gegebenen gesamtwirtschaftlichen Angebotsfunktion bewegt, sondern sich diese bei Änderungen der Preiserwartungen auch vertikal verschiebt. Unterschiedlich starke Reaktionen des Preisniveaus für die beiden verschiedenen geldpolitischen Impulse können somit mit derselben Steigung der gesamtwirtschaftlichen Angebotsfunktion konsistent sein, sofern die Preiserwartungen verschieden stark auf die beiden Impulse reagieren.

Hat das Ankaufprogramm für Vermögenswerte (APP) unterschiedlich auf die Länder des Euroraums gewirkt?

Mandler und Scharnagl (2020) untersuchen mithilfe eines BVAR-Modells, ob das APP des Eurosystems unterschiedlich stark auf die vier großen Volkswirtschaften des Euroraums gewirkt hat. Das Ankaufprogramm sollte expansive geldpolitische Impulse in einer Phase setzen, in der die konventionelle Geldpolitik kaum noch Spielraum für weitere Zinssenkungen hatte.¹⁾ Die empirische Analyse schätzt und vergleicht die Effekte des Ankaufprogramms von Anfang 2015, als es beschlossen wurde, bis zur erstmaligen Beendigung der Nettoankäufe Ende 2018. Im Unterschied zu den beiden Studien im Haupttext werden jedoch nicht Impulsantwortfunktionen auf einen geldpolitischen Schock verglichen, sondern simulierte Effekte des APP auf die vier Länder.

Das Modell besteht aus einem Euroraum-Block von Variablen und einem länderspezifischen Block.²⁾ Der länderspezifische Block enthält für Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP), den Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI), Bankkredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften, den Kreditzins und die Rendite von Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von fünf Jahren. Der Euroraum-Block besteht aus Finanzvariablen für den Euroraum insgesamt, dem European Overnight Index Average (EONIA), einem Aktienkursindex, dem nominalen effektiven Wechselkurs, dem CISS³⁾, der Renditedifferenz zwischen Unternehmens- und Staatsanleihen (excess bond premium), der durchschnittlichen Rendite von Staatsanleihen mit einer jeweils fünf- und zehnjährigen Restlaufzeit und der Differenz zwischen den Staatsanleiherenditen in Deutschland und dem Euroraum-Durchschnitt mit fünf Jahren Restlaufzeit.

Die Simulation der APP-Effekte wird als Ergebnis einer Sequenz von geldpolitischen Schocks berechnet. Zu diesem Zweck werden zwei geldpolitische Schocks mithilfe von Vorzeichenrestriktionen identifiziert, ein konventioneller geldpolitischer, das heißt zinspolitischer Schock und ein unkonventioneller geldpolitischer Schock. Für den konventionellen geldpolitischen Schock wird angenommen, dass ein Rückgang des EONIA die Staatsanleiherenditen im Euroraum und in den einzelnen Ländern fallen lässt und dass das reale BIP und der HVPI im Durchschnitt über die vier Länder steigen.⁴⁾ Die Identifikation des unkonventionellen Geldpolitischocks baut auf den dokumentierten Finanzmarkteffekten von geldpolitischen Ankaufprogrammen auf (z. B. Altavilla et al. (2021)). Der Schock führt zu einem Anstieg des Aktienkursindex, einer Abwertung des Euro und einem Rückgang der Staatsanleiherenditen. Darüber hinaus wird angenommen, dass der CISS und die excess bond premium abnehmen, das heißt die Wertpapierkäufe Risikoprämien vermindern, und die Renditedifferenz zwischen deutschen Staatsanleihen und dem Euroraum-Durchschnitt fällt, das heißt die deutsche Staatsanleiherendite weniger stark zurückgeht als der Durchschnitt im Euroraum insgesamt. Weiterhin führt der unkonventionelle Geld-

¹ Zu den Transmissionsmechanismen geldpolitischer Kaufprogramme, siehe z. B.: Deutsche Bundesbank (2016).

² Zu den Details des Modells, siehe: Mandler und Scharnagl (2020).

³ Der CISS ist ein Indikator für Stress im Finanzsystem. Er fasst die Bedeutung von Friktionen und Anspannungen im Finanzsystem in einem Indikator zusammen, siehe: Holló et al. (2012).

⁴ Bei der Berechnung der Durchschnitte werden die länderspezifischen Variablen mit den jeweiligen BIP gewichtet. Die Vorzeichenrestriktion ist weniger restriktiv als die Annahme, der geldpolitische Schock führe zu einem Anstieg des BIP und des HVPI in jedem Land.

politikschock zu einem Anstieg des BIP und des HVPI im Durchschnitt über die Länder. Der Unterschied zwischen dem unkonventionellen und dem konventionellen geldpolitischen Schock besteht darin, dass ersterer keinen Effekt auf den EONIA hat.⁵⁾ Alle diese Restriktionen gelten in der Periode, in der die Schocks eintreten.

Die Simulation der Effekte des APP beruht auf einer Folge expansiver unkonventioneller geldpolitischer Impulse. Diese Impulse sind so kalibriert, dass ihre Effekte auf die Rendite zehnjähriger Staatsanleihen den Revisionen in den Annahmen über diese Rendite in den makroökonomischen Projektionen des Eurosystems im Analysezeitraum entsprechen. Diese Annahmen spiegeln die Markterwartungen zum Zeitpunkt der jeweiligen Projektion wider. Die Simulation unterstellt damit, dass diese Erwartungsrevisionen in erster Linie durch die unkonventionelle Geldpolitik und vor allem durch das APP getrieben worden sind.⁶⁾ Für sich genommen, würden die expansiven Wirkungen der unkonventionellen Geldpolitikschocks zu einem Anstieg des EONIA gemäß der im Modell geschätzten geldpolitischen Reaktionsfunktion führen. Um diesen, die unkonventionellen geldpolitischen Maßnahmen konterkarierenden Effekt zu vermeiden, werden die unkonventionellen mit konventionellen Geldpolitikschocks kombiniert, so dass der EONIA auf seiner Basislinie verharrt.⁷⁾

Auf die simulierten Effekte des APP wird der auf Seite 44 ff. beschriebene Vergleichsansatz angewandt. Insgesamt weisen die Ergebnisse darauf hin, dass das APP auf das reale BIP in Frankreich schwächer gewirkt hat als in den anderen Ländern. Die Unterschiede zwischen Deutschland, Italien und Spanien sind nicht stark genug ausgeprägt, um eine klare Rangfolge zu erkennen. Die Auswirkungen auf die Verbraucherpreise

waren den Schätzungen zufolge am stärksten in Spanien und am schwächsten in Italien mit Deutschland und Frankreich zwischen den beiden Extremen. Insgesamt zeigt die Analyse, dass auch Deutschland vom APP profitiert hat und die Effekte des Programms dort keineswegs die Schwächsten unter den betrachteten Ländern waren.

5 Die Identifikation eines unkonventionellen geldpolitischen Schocks über die Zinsstruktur mit der zentralen Annahme, dass ein unkonventioneller Geldpolitikschock auf den Langfristzins, aber nicht auf den kurzfristigen Geldmarktzins wirkt, folgt Baumeister und Benati (2013).

6 Die unkonventionellen Geldpolitikschocks erfassen alle geldpolitischen Maßnahmen, die gemäß den bei der Identifikation getroffenen Annahmen auf die Zinsstruktur wirken. Dazu gehört z. B. auch Forward Guidance. Streng genommen schätzen die Simulationen also die zusammengefassten Effekte verschiedener unkonventioneller geldpolitischer Maßnahmen. Bei der Interpretation wird davon ausgegangen, dass der größte Anteil davon auf das APP zurückzuführen ist.

7 Zu den Details der Simulation siehe: Mandler und Scharnagl (2020). Hinter dieser Vorgehensweise steht die Tatsache, dass der Spielraum des Eurosystems für weitere Zinssenkungen durch die effektive Zinsuntergrenze begrenzt wurde und das APP expansive geldpolitische Impulse setzen sollte. Eine konventionelle Geldpolitik, die diesen expansiven geldpolitischen Impulsen entgegenwirken würde, war deshalb unwahrscheinlich.

weitert werden kann. Sie wiederholen die Schätzung mit Modellvarianten, die für jedes der Länder entweder die Rendite von Staatsanleihen mit zweijähriger Restlaufzeit, die Renditedifferenz zwischen Unternehmens- und Staatsanleihen (excess bond premium; vgl.: Gilchrist und Mojon (2018)), die realen Investitionen oder gleichzeitig die Buchkredite an nicht-finanzielle Unternehmen und den entsprechenden Kreditzins enthalten. Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die Veränderung des erwarteten kurzfristigen Zinssatzes in Deutschland zu einer persistenteren Veränderung der Finanzierungskosten führt als in anderen Ländern und eine stärkere Wirkung auf Kredite und Investitionen hat.

Ein anderes wichtiges unkonventionelles geldpolitisches Instrument des Eurosystems war das Ankaufprogramm für Vermögenswerte (APP). Mandler und Scharnagl (2020) analysieren mögliche Unterschiede in den Wirkungen des APP auf die vier großen Euro-Länder, wieder mithilfe eines Mehr-Länder-BVAR-Modells (siehe die Erläuterungen auf S. 51 f.). Anstelle des Effekts eines einmaligen geldpolitischen Impulses vergleichen sie die mit dem Modell simulierten Effekte des APP über den Zeitraum von Anfang 2015 bis Ende 2018. Ihre Ergebnisse deuten darauf hin, dass das APP auf das BIP in Frankreich im Ländervergleich schwächer gewirkt hat. Die Unterschiede zwischen Deutschland, Italien und Spanien sind für eine Schlussfolgerung nicht stark genug ausgeprägt. Die geschätzte Wirkung auf den HVPI ist in Spanien am stärksten und in Italien am schwächsten, während Deutschland und Frankreich mit ähnlichen Wirkungen dazwischen liegen. Auch zu den APP-Effekten kommen verschiedene Studien jedoch zu unterschiedlichen Ergebnissen.³⁴⁾

Bedeutung regionaler Unterschiede in der geldpolitischen Transmission für die Geldpolitik

Die vorliegenden Studien zu länderspezifischen Unterschieden in den Wirkungen der Geldpolitik im Euroraum geben, zusammen mit den hier vorgestellten Untersuchungen, Hinweise darauf, dass die einheitliche Geldpolitik des Eurosystems unterschiedlich auf die Volkswirtschaften des Euroraums wirkt. Dies gilt nicht nur für die konventionelle Zinspolitik des Eurosystems, sondern auch für unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen wie beispielsweise Forward Guidance. Einige der Analysen liefern Anhaltspunkte dafür, welche strukturellen Unterschiede zwischen den Volkswirtschaften dabei eine Rolle spielen könnten. Die dazu vorliegenden Untersuchungen berücksichtigen jedoch typischerweise nur eine überschaubare Anzahl struktureller Einflussfaktoren, und es bleibt offen, wie stark deren Bedeutung, auch relativ zueinander, für die Erklärung der Unterschiede ist.

Allerdings unterscheiden sich die Ergebnisse der Studien, die Hinweise auf unterschiedliche Wirkungen der Geldpolitik auf die Euro-Länder dokumentieren, hinsichtlich der relativen Reihenfolge der darin untersuchten Länder.³⁵⁾ Die Gesamtschau auf die Literatur legt eine gewisse Sensitivität der Ergebnisse unter anderem im

Literatur liefert Hinweise auf heterogene Effekte der Geldpolitik des Eurosystems

Rangfolge der Länder ist nicht robust über die vorhandenen Studien

³⁴ Auch die Schätzungen von Boeckx et al. (2017) sowie Burriel und Galesi (2018) zeigen unter den vier Ländern die stärksten Auswirkungen auf die Preise in Spanien. Im Unterschied zu Mandler und Scharnagl (2020) schätzen sie jedoch einen im Vergleich zu den anderen Ländern stärkeren BIP-Effekt in Deutschland. Wieladek und Pascual (2016) schätzen den stärksten Preiseffekt in Deutschland und den stärksten BIP-Effekt in Spanien. Diese Studien vergleichen jedoch den Effekt eines einmaligen unkonventionellen geldpolitischen Impulses, während die Analyse auf S. 51 f. simulierte Gesamteffekte des APP über mehrere Jahre vergleicht.

³⁵ Siehe dazu die Diskussion auf S. 47. So ist z. B. in der Analyse von Georgiadis (2015) die Outputreaktion auf einen Zinsimpuls unter den hier betrachteten vier Ländern in Frankreich am schwächsten, während die Analyse im Abschnitt „Heterogene Wirkungen der Zinspolitik?“ in Frankreich eine stärkere Reaktion als in Italien und Spanien ergibt. Während die Outputreaktion in Deutschland in der Analyse im selben Abschnitt am stärksten ist, schätzen z. B. Ciccarelli et al. (2013) größere Effekte der Geldpolitik auf das reale BIP der stärker von der Finanz- und Staatsschuldenkrise betroffenen Euro-Länder.

Hinblick auf den Schätzzeitraum, die Modellstruktur und die Identifikationsannahmen nahe. Die konkrete Länderreihenfolge sollte deshalb nicht überbewertet werden, bis es diesbezüglich zu einem Konsens gekommen ist. Darüber hinaus kann auch nicht ausgeschlossen werden, dass sich diese Reihenfolge im Zeitverlauf ändert, zum Beispiel aufgrund von Strukturreformen. Im Folgenden geht es deshalb nicht um die Ergebnisse für einzelne Länder, sondern um die grundsätzlicheren Implikationen von regionalen Unterschieden in der geldpolitischen Transmission für die Geldpolitik des Eurosystems.

Disaggregierte Analysen liefern wichtige Informationen für geldpolitische Entscheidungsfindung

Das Mandat des Eurosystems ist die Sicherung der Preisstabilität im Euroraum insgesamt. Als Konsequenz hat der EZB-Rat das Preisstabilitätsziel anhand des HVPI für den Euroraum als Ganzem definiert. Länderspezifische Entwicklungen können somit auf der Zielebene der Geldpolitik keine Rolle spielen. Dies muss aber nicht notwendigerweise für die darunter liegende Ebene gelten, auf der es um die Kalibrierung des Einsatzes der geldpolitischen Instrumente geht (vgl.: Angelini et al. (2008)). Dies darf aber nicht mit einer Geldpolitik verwechselt werden, die sich in erster Linie an nationalen Gegebenheiten ausrichtet: Das Mandat der Geldpolitik des Eurosystems bezieht sich auf Preisstabilität im Euroraum als Ganzem und länderspezifische Besonderheiten sind in diesem Zusammenhang nur insoweit von Bedeutung, wie sie für die Inflationsentwicklung im Euroraum relevant sind. Obgleich der EZB-Rat somit seine Entscheidungen mit Blick auf die Wirtschaftsentwicklung im Euroraum insgesamt trifft, liefern disaggregierte, das heißt auch länderspezifische Daten wichtige Informationen für die geldpolitische Entscheidungsfindung. Sie helfen bei der Verbesserung des Verständnisses und der Einschätzung der aggregierten Inflationsentwicklung und der Transmissionsmechanismen der Geldpolitik in Euroraum (vgl.: Issing (2004)). So haben seit Beginn der Währungs-

union nicht nur länderspezifische Daten, sondern auch Einzeldaten, zum Beispiel über Banken, für die Analyse der geldpolitischen Transmission an Bedeutung gewonnen.³⁶⁾

Das Eurosystem nutzt für die Vorbereitung der geldpolitischen Entscheidungsfindung neben Modellen auf der aggregierten Euroraum-Ebene auch verschiedene Mehr-Länder-Modelle, die Unterschiede in den Wirkungszusammenhängen erfassen.³⁷⁾ In diese Kategorie gehören auch die in diesem Aufsatz vorgestellten Modelle. Die wichtigen gesamtwirtschaftlichen Projektionen beruhen auf Prognosen für die einzelnen Euroraum-Länder, die auf die Ebene des Euroraums aggregiert werden.³⁸⁾

EZB-Rat nutzt alle relevanten Informationen

Abschließend ist zu betonen, dass es nicht Aufgabe der Geldpolitik ist, Unterschiede in der Wirkungsweise der Geldpolitik zwischen den Ländern einzuebnen. Die empirische Evidenz spricht dafür, dass hinter diesen Unterschieden strukturelle und institutionelle Bestimmungsfaktoren stehen, die in die Kompetenz anderer, insbesondere nationaler Politikbereiche fallen. Unterschiedliche regionale Wirkungen der Geldpolitik sind außerdem kein spezifisches Problem einer Währungsunion wie des Euroraums. So geben empirische Analysen für die USA auch Hinweise darauf, dass die Geldpolitik der Federal Reserve nicht homogen im gesamten Land wirkt (z. B. Carlino und DeFina (1998, 1999) sowie Pizzuto (2020)).

Strukturelle und institutionelle Bestimmungsfaktoren heterogener Transmission im Kompetenzbereich anderer Politikfelder

³⁶ Siehe den Überblick über die Entwicklung der monetären und finanziellen Analyse in: Deutsche Bundesbank (2023). Einen Überblick über die in Einzeldaten zum Preissetzungsverhalten enthaltenen Informationen über den Inflationsprozess und die Transmission auf Euroraum-Ebene bieten: Dedola et al. (2023).

³⁷ Ein Beispiel dafür ist das BASE-Modell des EZB-Stabs, siehe: Angelini et al. (2019).

³⁸ Einen Überblick über die Projektionen bietet: Europäische Zentralbank (2016). Diese Vorgehensweise nutzt die Expertise auf nationaler Ebene und ermöglicht die Berücksichtigung national unterschiedlicher Datenquellen und Institutionen.

■ Anhang: Kurzdarstellung der verwendeten Modelle

Die Analyse der Unterschiede in den Wirkungen der Zinspolitik zwischen den vier großen Euroraum-Ländern in Mandler et al. (2022) nutzt ein mit bayesianischen Methoden geschätztes vektorautoregressives (BVAR-)Mehr-Länder-Modell.³⁹ Dieser flexible Ansatz erfasst mögliche Wechselwirkungen zwischen allen im Modell für die verschiedenen Länder enthaltenen Variablen. Die gemeinsame Einbeziehung aller betrachteten Länder in das empirische Modell ist zudem eine Voraussetzung für die statistische Analyse der geldpolitischen Wirkungsunterschiede (siehe die Ausführungen auf S. 44 ff.).

Die Schätzung des Modells beruht auf vierteljährlichen Daten vom ersten Quartal 1999 bis zum dritten Quartal 2014. Damit wird die darauf folgende Phase ausgeschlossen, in der das Eurosystem die geldpolitische Ausrichtung vor allem über die Ankaufprogramme für Vermögenswerte steuerte. Das Modell enthält für jedes der vier Länder das reale BIP, den HVPI, die Geldmenge M3, die Kredite an den nichtfinanziellen Privatsektor und die Rendite von Staatsanleihen mit fünfjähriger Restlaufzeit. Als weitere Variablen sind die Rendite von Staatsanleihen der Vereinigten Staaten mit fünfjähriger Restlaufzeit und ein U.S.-Schattenzins enthalten, um mögliche Einflüsse der Geldpolitik der Federal Reserve oder der internationalen Kapitalmärkte zu erfassen.⁴⁰

Als Indikator für die Geldpolitik dient der Schattenzins von Wu und Xia (2016) für den Euroraum. Die Ergebnisse sind bei Verwendung des Geldmarktzins für Übernachtskredite (EONIA) qualitativ sehr ähnlich. Das Eurosystem reagiert mit seiner Geldpolitik auf die Wirtschaftsentwicklung im Euroraum insgesamt. Zwar deckt das Modell nicht alle Euroraum-Volkswirtschaften ab, aber die vier enthaltenen Länder umfassen im Schätzzeitraum mehr als drei Viertel des realen BIP des Euroraums. Damit sollte eine ausreichend gute empirische Modellierung der geldpolitischen Reaktion des Eurosystems auf die Wirtschaftsentwicklung im Euroraum möglich sein.

Die Schätzung der Wirkungen der Zinspolitik erfordert die Trennung der kausalen Effekte der Geldpolitik auf die anderen Variablen von der endogenen Reaktion der Geldpolitik auf Veränderungen des makroökonomischen Umfelds. Dazu werden sogenannte geldpolitische Schocks mithilfe von Vorzeichenrestriktionen identifiziert: In der Untersuchung wird angenommen, dass eine Erhöhung des geld-

politischen Zinssatzes innerhalb desselben Quartals zu einem Rückgang des realen BIP und des HVPI in allen Ländern führt.⁴¹ Mithilfe dieser Annahme können aus dem geschätzten Modell die Reaktionen aller Variablen auf eine Zinserhöhung des Eurosystems, die sogenannten Impulsantwortfunktionen, berechnet werden.

Die Analyse der Wirkungen von Veränderungen der Zinserwartungen ist der Studie von Mandler und Scharnagl (2023) entnommen. Das darin verwendete Modell ist ähnlich aufgebaut wie jenes zur Analyse von tatsächlichen Zinsänderungen. Im Vergleich zum oben beschriebenen Modell enthält es jedoch weniger länderspezifische Variablen und wurde stattdessen in Anlehnung an D'Amico und King (2023) um Erwartungsvariablen erweitert, die es erlauben, die Effekte von Erwartungsschocks zu erfassen.

Das Modell enthält für jedes Land das reale BIP und den HVPI. Für den Euroraum insgesamt enthält es das reale BIP, den HVPI, die Durchschnittsrendite von Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von fünf Jahren, einen Aktienkursindex und den Dreimonatszinssatz auf dem Geldmarkt als Indikator für die Geldpolitik. Weitere Variablen sind der Ölpreis und die Rendite von U.S.-Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von fünf Jahren. Ergänzt werden diese Variablen um Consensus-Erwartungen für den Euroraum insgesamt über das zukünftige reale BIP, den zukünftigen HVPI

³⁹ Für eine genaue Beschreibung des Modells und des Schätzansatzes siehe: Mandler et al. (2022). Mandler et al. (2016, 2017) stellen frühere Versionen dieser Analyse dar, die im Veröffentlichungsprozess zu der hier zusammengefassten Version weiterentwickelt wurde.

⁴⁰ Ein Schattenzins ist ein hypothetischer Zinssatz für Übernachtskredite auf dem Geldmarkt, der sich ohne eine bindende effektive Zinsuntergrenze eingestellt hätte. Er wird mithilfe von Zinssätzen unterschiedlicher Laufzeiten aus einem Zinsstrukturmodell geschätzt. Der Schattenzins reagiert sowohl auf Veränderungen der kurzfristigen Zinssätze, d. h. auf die konventionelle Geldpolitik der Zentralbank als auch auf unkonventionelle geldpolitische Maßnahmen, die auf Zinsen mittlerer und längerer Laufzeiten wirken. Einen Überblick über Konstruktion und Interpretation des Schattenzinses bietet: Deutsche Bundesbank (2017).

⁴¹ Eine weitere Annahme ist, dass ein Anstieg des realen BIP oder des Preisniveaus in einem Land, für sich genommen, zu einer Erhöhung des geldpolitischen Zinses im selben Quartal führt, d. h. es wird angenommen, dass die Koeffizienten der aktuellen Outputs und Preisniveaus in der geldpolitischen Reaktionsfunktion positiv sind, siehe: Arias et al. (2019).

und den zukünftigen Dreimonatszins.⁴²⁾ Die Verwendung des Dreimonatszinses als Indikator für die Geldpolitik ergibt sich daraus, dass Consensus-Erwartungen zwar für den Dreimonatszins, nicht aber für den Übernachtzinssatz oder einen Schattenzins im Euroraum vorliegen. Mandler und Scharnagl (2023) schätzen drei Modellvarianten, die sich hinsichtlich des Zeithorizonts der Erwartungsvariablen – zwei, vier oder sechs Quartale in der Zukunft – unterscheiden. Die im Haupttext zusammengefassten Ergebnisse beziehen sich auf das Modell, das Erwartungsvariablen mit einem Horizont von vier Quartalen einschließt. Die Analysen für die anderen Erwartungshorizonte führen zu derselben Reihung der Länder hinsichtlich der Effekte der Geldpolitik.⁴³⁾

Im Fokus dieser Analyse stehen die kausalen Effekte einer Veränderung der Zinserwartungen. Die dazu erforderliche Identifikation eines Zinserwartungsschocks erfolgt mithilfe von Vorzeichen- und Nullrestriktionen:⁴⁴⁾ Diesen Annahmen zufolge führt ein Anstieg des erwarteten Dreimonatszinses zu einem Rückgang sowohl des aktuellen als auch des erwarteten realen BIP und des HVPI im Euroraum. Zudem sinkt der Aktienkursindex und die Staatsanleiherendite steigt. Auf den aktuellen Dreimonatszins hat der Zinserwartungsschock annahmegemäß keine Wirkung (Nullrestriktion). Diese Anforderung trennt die Effekte einer Veränderung des erwarteten Dreimonatszinses von jenen einer Änderung des aktuellen Dreimonatszinses. Alle diese Restriktionen gelten für das Quartal, in dem der Schock eintritt. Wie in D'Amico und King (2017) wird zusätzlich die Konsistenz von Veränderungen des erwarteten und der späteren tatsächlichen Veränderung des Dreimonatszinses verlangt (Prognosekonsistenz): Wenn der in einem Jahr erwartete Dreimonatszins um eine bestimmte Anzahl Basispunkte abnimmt, muss auch der tatsächliche Dreimonatszins vier Quartale nach dem Impuls um diese Anzahl Basispunkte gefallen sein. Ähnliche Konsistenzannahmen werden für die tatsächlichen und die erwarteten Veränderungen des realen BIP und des HVPI getroffen. Für die länderspezifischen realen BIP und Verbraucherpreise nehmen Mandler und Scharnagl (2023) an, dass ein Anstieg des erwarteten Dreimonatszinses im selben Quartal zu einem Rückgang der mit den realen BIP der jeweiligen Länder gewichteten Durchschnitte des BIP und des HVPI führen. Diese Annahmen sind weniger restriktiv als eine negative Reaktion des realen BIP und des HVPI in jedem einzelnen Land zu verlangen.

Der Schätzzeitraum beginnt auch bei dieser Analyse mit dem ersten Quartal 1999, endet aber mit dem

vierten Quartal 2018. Zwar nutzte der EZB-Rat das Instrument der Forward Guidance vor allem in der 2014 beginnenden Negativzinsphase, um zusätzliche expansive geldpolitische Impulse zu setzen. Dennoch wurden die Zinserwartungen auch vorher schon durch die Kommunikation des Eurosystems beeinflusst, auch in Fällen, in denen sich die tatsächlichen geldpolitischen Leitzinsen nicht veränderten. Unter der Annahme, dass die Wirkungen dieser Erwartungsänderungen jenen einer expliziteren Zins-Forward Guidance ähnlich sind, sind deshalb auch die Daten aus der Zeit vor 2013 in dieser Hinsicht informativ.

Die Effekte von Forward Guidance werden auch in strukturellen makroökonomischen Modellen analysiert.⁴⁵⁾ In dem hier verwendeten BVAR-Modell verändert sich der für einen bestimmten zukünftigen Zeitpunkt erwartete kurzfristige Zinssatz, und der tatsächliche Wert dieses Zinssatzes zu diesem späteren Zeitpunkt muss mit dieser Erwartungsänderung konsistent sein, das heißt von der ursprünglichen Basislinie um denselben Betrag abweichen. Davor und danach ist der Verlauf des kurzfristigen Zinssatzes aber unrestringiert, abgesehen davon, dass er nicht sofort auf die Erwartungsänderung reagieren darf. Dies ist vergleichbar mit der Modellierung von Forward Guidance in dem strukturellen Modell von Giannoni et al. (2015). Auch sie erlauben dem kurzfristigen Zinssatz eine endogene Reaktion auf die Auswirkungen der angekündigten und erwarteten zukünftigen Änderung des geldpolitischen Zinssatzes.⁴⁶⁾ Der hier vorgestellte Modellierungsansatz ist jedoch weniger gut vergleichbar mit einigen anderen

42 Die Wachstums- und Inflationserwartungen aus der Consensus-Umfrage werden für die Analyse in Erwartungen über das Output- und Preisniveau umgerechnet. Das reale BIP und der HVPI für den Euroraum werden in das Modell einbezogen, um eine Verbindung zwischen den realisierten und den erwarteten Größen herzustellen.

43 Für die anderen Ergebnisse siehe: Mandler und Scharnagl (2023) und den dazu gehörenden Online Appendix.

44 Die Darstellung in der veröffentlichten Studie bezieht sich auf einen expansiven Erwartungsschock, d. h. auf einen erwarteten Rückgang des Dreimonatszinses. Für eine bessere Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit jenen der anderen Studie beschreiben der Haupttext und diese Erläuterungen einen erwarteten Zinsanstieg. Da das Modell symmetrisch ist, ergeben sich diese Ergebnisse einfach durch entsprechende Umkehrung der Vorzeichen.

45 Einen Überblick bietet Taskforce on Rate Forward Guidance and Reinvestment (2022), Abschnitt 3.

46 Ihr Modell ermöglicht es Ihnen aber, im Unterschied zu der hier vorgestellten Analyse, sicherzustellen, dass der tatsächliche Pfad des geldpolitischen Zinses nach der Ankündigung einer zukünftigen Änderung durch die Zentralbank vollständig von den Agenten antizipiert wird.

strukturellen Modellen. In ihnen wird Forward Guidance so modelliert, dass nach der Ankündigung über die zukünftige Zinspolitik der geldpolitische Zinssatz auf dem Ausgangspfad verbleibt und erst zu dem Zeitpunkt, auf den sich die Ankündigung bezog, von dem ursprünglichen, das heißt vor der Ankündigung erwarteten Zinspfad abweicht (z. B. Levin et al. (2010) sowie McKay et al. (2016)).

■ Literaturverzeichnis

Abbritti, M. und S. Weber (2010), Labor market institutions and the business cycle: Unemployment rigidities versus real wage rigidities, Europäische Zentralbank, Working Paper, No. 1183.

Altavilla, C., L. Brugnolini, R. Gürkaynak, R. Motto und G. Ragusa (2019), Measuring euro area monetary policy, *Journal of Monetary Economics*, 108, S. 162–179.

Altavilla, C., G. Carboni und R. Motto (2021), Asset purchase programs and financial markets: Lessons from the euro area, *International Journal of Central Banking*, 17 (70), S. 1–48.

Angelini, E., N. Bokan, K. Christoffel, M. Ciccarelli und S. Zimic (2019), Introducing ECB-BASE: The blueprint of the new ECB semi-structural model for the euro area, Europäische Zentralbank, Working Paper, No. 2315.

Angelini, P., P. Del Giovane, S. Siviero und D. Terlizzese (2008), Monetary policy in a monetary union: What role for regional information?, *International Journal of Central Banking*, 4 (3), S. 1–28.

Arias, J., D. Caldara und J. Rubio-Ramírez (2019), The systematic component of monetary policy in SVARs: An agnostic identification procedure, *Journal of Monetary Economics*, 101, S. 1–13.

Babecký, J., P. Du Caju, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina und T. Rõõm (2010), Downward nominal and real wage rigidity: Survey evidence from European firms, *Scandinavian Journal of Economics*, 112 (4), S. 884–910.

Baumeister, C. und L. Benati (2013), Unconventional monetary policy and the great recession: Estimating the macroeconomic effects of a spread compression at the zero lower bound, *International Journal of Central Banking*, 9 (2), S. 165–212.

Benecká, S., L. Fajdejeva und M. Feldkircher (2020), The impact of euro area monetary policy on Central and Eastern Europe, *Journal of Policy Modeling*, 42 (6), S. 1310–1333.

Boeckx, J., M. Dossche und G. Peersman (2017), Effectiveness and transmission of the ECB's balance sheet policies, *International Journal of Central Banking*, 13 (1), S. 297–333.

Bluwstein, K. und F. Canova (2016), Beggar-thy-neighbor? The international effects of ECB unconventional monetary policy measures, *International Journal of Central Banking*, 12 (3), S. 69–120.

Burriel, P. und A. Galesi (2018), Uncovering the heterogeneous effects of ECB unconventional monetary policies across euro area countries, *European Economic Review*, 101, S. 210–29.

Carlino, G. und R. DeFina (1999), The differential regional effects of monetary policy: Evidence from the U.S. states, *Journal of Regional Science*, 39 (2), S. 339–358.

Carlino, G. und R. DeFina (1998), The differential regional effects of monetary policy, *The Review of Economics and Statistics*, 80 (4), S. 572–578.

Cavallo, A. und A. Ribba (2015), Common macroeconomic shocks and business cycle fluctuations in euro area countries, *International Review of Economics and Finance*, 38, S. 377–392.

Ciccarelli, M., A. Maddaloni und J.-L. Peydró (2013), Heterogeneous transmission mechanism: Monetary policy and financial fragility in the Eurozone, *Economic Policy*, 28(75), S. 459–512.

Ciccarelli, M. und C. Osbat (Hrsg., 2017), Low inflation in the euro area: Causes and consequences, Europäische Zentralbank, Occasional Paper, No. 181.

Ciccarelli, M. und A. Rebucci (2006), Has the transmission mechanism of European monetary policy changed?, *European Economic Review*, 50 (3), S. 737–776.

Crespo Cuaresma, J., G. Doppelhofer, M. Feldkircher und F. Huber (2019), Spillovers from US monetary policy: Evidence from a time varying parameter global vector auto-regressive model, *Journal of the Royal Statistical Society Series A*, 182 (3), S. 831–861.

D’Amico, S. und T. King (2023), What does anticipated monetary policy do? *Journal of Monetary Economics*, 138, S. 123–139.

D’Amico, S. und T. King (2017), What does anticipated monetary policy do? Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper, No. 2015–10, Revised April 2017.

Dedola, L., E. Gautier, A. Nakov, S. Santoro, L. Henkel, B. Fagandini und E. De Veirman (2022), Some implications of micro price-setting evidence for inflation dynamics and monetary transmission, Europäische Zentralbank, Occasional Paper, No. 321.

Deutsche Bundesbank (2023), Von der monetären Säule zur monetären und finanziellen Analyse, Monatsbericht, Januar 2023, S. 15–53.

Deutsche Bundesbank (2017), Geldpolitische Indikatoren an der Zinsuntergrenze auf Basis von Zinsstrukturmodellen, Monatsbericht, September 2017, S. 13–34.

Deutsche Bundesbank (2016), Zu den gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen der quantitativen Lockerung im Euroraum, Monatsbericht, Juni 2016, S. 29–54.

Deutsche Bundesbank (2013), „Forward Guidance“ – Orientierung über die zukünftige Ausrichtung der Geldpolitik, Monatsbericht, August 2013, S. 31 ff.

Dominguez-Torres, H. und L. Hierro (2019), The regional effects of monetary policy: A survey of the empirical literature, *Journal of Economic Surveys*, 33 (2), S. 604–638.

Europäische Zentralbank (2016), A guide to the Eurosystem/ECB staff macroeconomic projection exercises.

European Banking Federation (2022), Banking in Europe: EBF Facts & Figures 2022.

Georgiadis, G. (2016), Determinants of global spillovers from US monetary policy, *Journal of International Money and Finance*, 67, 41–67.

Georgiadis, G. (2015), Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model, *European Economic Review*, 75, S. 195–215.

Giannoni, M., C. Patterson und M. Del Negro (2015), The forward guidance puzzle, *Society for Economic Dynamics*, 2015 Meeting Papers, No. 1529.

Gilchrist, S. und B. Mojon (2018), Credit risk in the euro area, *Economic Journal*, 128 (608), S. 118–158.

Guiso, L., A. Kashyap, F. Panetta und D. Terlizzese (2000), Will a common European monetary policy have asymmetric effects?, *Banca d'Italia, Temi di Discussione*, No. 384.

Hartmann, P. und F. Smets (2018), The European Central Bank's monetary policy during its first 20 years, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall, S. 1–118.

Holló, D., M. Kremer und M. Lo Duca (2012), CISS – a composite indicator of stress in the financial system, *Europäische Zentralbank, Working Paper*, No. 1426.

Issing, O. (2004), Dinner speech at the ECB workshop on "Monetary policy implications of heterogeneity in a currency area" in Frankfurt on 13 and 14 December 2004.

Kilian, L. und H. Lütkepohl (2017), *Structural Vector Autoregressive Analysis*, Cambridge University Press.

Koop, G. (2003), *Bayesian Econometrics*, Wiley.

Levin, A., D. López-Salido, E. Nelson und T. Yun (2010), Limitations on the effectiveness of forward guidance at the zero lower bound, *International Journal of Central Banking*, 6 (1), 143–189.

Mandler, M. und M. Scharnagl (2023), The effects of shocks to interest-rate expectations in the euro area: estimates at the country level, *Journal of Forecasting*, 42 (3), S. 643–656.

Mandler, M. und M. Scharnagl (2020), Estimating the effects of the Eurosystem's asset purchase programme at the country level, *Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank*, Nr. 29/2020.

Mandler, M., M. Scharnagl und U. Volz (2022), Heterogeneity in euro area monetary policy transmission: evidence from a large multicounty BVAR model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 54 (2–3), S. 627–649.

Mandler, M., M. Scharnagl und U. Volz (2017), *Wirkt die gemeinsame Geldpolitik unterschiedlich auf die Länder des Euroraums?*, Deutsche Bundesbank, Research Brief, 13. Ausgabe – Juni 2017.

Mandler, M., M. Scharnagl und U. Volz (2016), *Heterogeneity in euro area monetary policy transmission: evidence from a large multicounty BVAR model*, Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 03/2016.

McKay, A., E. Nakamura und J. Steinsson (2016), *The power of forward guidance revisited*, *American Economic Review*, 106 (10), S. 3133–3158.

Mojon, B. und G. Peersman (2001), *A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area*. Europäische Zentralbank, Working Paper, No. 92.

Nelson, E. (2021), *The emergence of forward guidance as a monetary policy tool*, Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series, No. 2021–033.

Owyang, M. und H. Wall (2009), *Regional VARs and the channels of monetary policy*, *Applied Economics Letters*, 16 (12), S. 1191–1194.

Pizzuto, P. (2020), *Regional effects of monetary policy in the U.S.: An empirical reassessment*, *Economics Letters*, 190, S. 1–6.

Reichold, K., M. Wagner, M. Damjanović und M. Drenkovska (2022), *Sources and channels of nonlinearities and instabilities of the Phillips curve: Results for the euro area and its member states*, Institut für Höhere Studien, Working Paper, No 40.

Rostagno, M., C. Altavilla, G. Carboni, W. Lemke, R. Motto, A. Saint Guilhem und J. Yiangou (2019), *A tale of two decades: The ECB's monetary policy at 20*, Europäische Zentralbank, Working Paper, No. 2346.

Schenker, N. und J. Gentleman (2001), *On judging the significance of differences by examining the overlap between confidence intervals*, *The American Statistician*, 55 (3), S. 182–186.

Sondermann, D., A. Consolo, V. Gunnella, G. Koester, K. Lambrias, P. López-García, C. Nerlich, F. Petroulakis, L. Saiz und R. Serafini (2019), *Economic structures 20 years into the euro*, Europäische Zentralbank, Occasional Paper Series, No. 224.

Taskforce on Rate Forward Guidance and Reinvestment (2022), *Rate forward guidance in an environment of large central bank balance sheets: A Eurosystem stock-taking assessment*, Europäische Zentralbank, Occasional Paper, No. 290.

Van Leuvensteijn, M., C. Kok Sørensen, J. Bikker und A. van Rixtel (2008), *Impact of bank competition on the interest-rate pass-through in the euro area*, Europäische Zentralbank, Working Paper, No. 885.

Vespignani, J. (2015), *On the differential impact of monetary policy across states/territories and its determinants in Australia: Evidence and new methodology from a small open economy*, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 34, S. 1–13.

Wieladek, T. und A. Pascual (2016), The European Central Bank's QE: A new hope? Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper, No. 11309.

Wu, J. und F. Xia (2016), Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound, *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2–3), S. 253–291.