

# KIELER **BEITRÄGE ZUR WIRTSCHAFTSPOLITIK**

**Schätzung von Produktions-  
potenzial und -lücke: Eine  
Analyse des EU-Verfahrens  
und mögliche Verbesserungen**



*Nr. 19 Februar 2019*

*Martin Ademmer, Jens Boysen-Hogrefe, Kai Carstensen,  
Philipp Hauber, Nils Jannsen, Stefan Kooths, Thies Rossian  
und Ulrich Stolzenburg*

## **Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek**

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

ISBN 978-3-89456-324-0

ISSN 2567-6474

© Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel 2019

Alle Rechte vorbehalten. Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages ist es auch nicht gestattet, das Werk oder Teile daraus in irgendeiner Form (Fotokopie, Mikrofilm oder einem anderen Verfahren) zu vervielfältigen oder unter Verwendung elektronischer Systeme zu verarbeiten oder zu verbreiten.

### **Herausgeber:**

Institut für Weltwirtschaft (IfW)  
Kiellinie 66, D-24105 Kiel  
T +49 431 8814-1  
F +49 431 8814-500

### **Schriftleitung:**

Dr. Klaus Schrader (V.i.S.d. § 6 MDStV)

### **Redaktion:**

Ilse Büxenstein-Gaspar, M.A.  
Margitta Führmann

Das Institut für Weltwirtschaft ist eine rechtlich selbständige Stiftung des öffentlichen Rechts des Landes Schleswig-Holstein

### **Umsatzsteuer ID:**

DE 251899169

### **Das Institut wird vertreten durch:**

Prof. Dennis J. Snower, Ph.D. (Präsident)

### **Zuständige Aufsichtsbehörde:**

Ministerium für Bildung, Wissenschaft und Kultur des Landes Schleswig-Holstein

### **Bilder/Fotos:**

Cover: © European Union 2016 - Source : EP

<https://www.ifw-kiel.de/de/>

## Überblick

- Schätzungen des Produktionspotenzials und der Produktionslücke einer Volkswirtschaft sind von großer Bedeutung für die Wirtschaftspolitik. Sie spielen eine wesentliche Rolle für den Europäischen Stabilitäts- und Wachstumspakt und für die im Grundgesetz verankerte Schuldenbremse. In dieser Studie werden die zugrundeliegenden Modelle und Schätzmethode basierend auf dem Verfahren der Europäischen Kommission kritisch analysiert und es werden Möglichkeiten zur Verbesserung des Verfahrens aufgezeigt.
- Schätzungen des Produktionspotenzials und der Produktionslücke unterliegen umfangreichen Revisionen. Diese Revisionsanfälligkeit ist jedoch nicht spezifisch für die Schätzungen der Europäischen Kommission; andere Schätzungen (beispielsweise der OECD oder des IMF) weisen Revisionen in vergleichbaren Größenordnungen auf. Die Revisionen sind im Umfeld von Rezessionen besonders ausgeprägt. Eine wesentliche Ursache für die großen Revisionen sind Prognosefehler bei den in das Verfahren eingehenden Variablen.
- In der Studie werden verschiedene Verbesserungsvorschläge insbesondere mit Blick auf eine höhere Transparenz des Verfahrens und eine geringere Revisionsanfälligkeit der Echtzeit-Schätzungen entwickelt und evaluiert. Es zeigt sich, dass die Revisionsanfälligkeit durch die Berücksichtigung zusätzlicher Konjunkturindikatoren teilweise deutlich reduziert werden kann.

**Schlüsselwörter:** Produktionspotenzial, Produktionslücke, Konjunktur, Zyklus, Finanzpolitik, Europäische Kommission

## Core Results

- Measures of potential output and the output gap are of great importance for policy-makers who need to assess the cyclical position of the economy and its productive capacity. This study analyzes the measures of potential output and the output gap derived from the European Commission's estimation approach.
- Estimates of potential output and the output gap are subject to significant revisions. This holds true for the estimates of the European Commission but also for estimates of other institutions such as the OECD and IMF. Revisions are especially large around recession periods. Errors in the short-term forecasts are the main cause of revisions.
- Based on these findings, the study elaborates and evaluates several suggestions for improvement, which aim at making the estimation approach more transparent and less prone to revisions. In particular, we find that revisions can be notably reduced by making use of a cyclical factor that comprises a broad set of different economic indicators.

**Keywords:** Potential output, output gap, business cycle, fiscal policy, European Commission

## Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung.....	11
1.1	Problemstellung und Vorgehen.....	11
1.2	Grundsätzliche Anforderungen an die Potenzialschätzung.....	13
2	Das Verfahren der EU-Kommission .....	16
2.1	Der generelle Produktionsfunktionsansatz .....	16
2.2	Die Bestimmung der NAWRU.....	18
2.2.1	Modell und Schätzverfahren.....	18
2.2.2	Sensitivität der NAWRU Schätzung.....	20
2.2.3	Zu den Annahmen des Ankerverfahrens.....	25
2.3	Die Bestimmung des TFP Trends.....	28
2.3.1	Zur bayesianischen Schätzung .....	28
2.3.2	Modell und Apriori-Verteilungen .....	29
2.3.3	Sensitivität der TFP-Zerlegung .....	33
2.4	Die Potenzialschätzung der EU-Kommission vom Herbst 2017.....	41
2.5	Fazit.....	48
3	Analyse der Revisionen vergangener Potenzial- und Produktionslückenschätzungen .....	49
3.1	Überblick über die Revisionen bei der Potenzialschätzung.....	49
3.1.1	Revisionen der Potenzialpfade.....	49
3.1.2	Revisionen des Potenzialwachstums.....	53
3.1.3	Revisionen der Produktionslücke.....	55
3.2	Ursachen der Revisionen der Produktionslücke.....	57
3.3	Vergleich mit alternativen Schätzungen (HP-Filter, OECD, IMF): Durchschnittliche Revisionen und maximale Amplituden.....	67
3.4	Fazit.....	73
4	Eigenschaften der Potenzialschätzung in verschiedenen zyklischen Phasen .....	74
4.1	Vorgehensweise und Daten .....	75
4.2	Typischer Verlauf der Produktionslücke und des Potenzials über den Konjunkturzyklus .....	77
4.3	Revisionen über den Konjunkturzyklus .....	81
4.3.1	Revisionsanalyse für die Schätzungen der Europäischen Kommission .....	81
4.3.2	Vergleich mit alternativen Schätzungen .....	89
4.3.3	Unterschiede zwischen normalen Rezessionen und Banken Krisen.....	95
4.3.4	Einordnung der Ergebnisse in die Literatur.....	99
4.4	Fazit.....	100
5	Möglichkeiten zur Verbesserung der EU-Methode .....	101
5.1	Verbesserungen bei der Bestimmung der NAWRU.....	101
5.1.1	Penalized ML-Schätzung als Alternative zur bounded ML-Schätzung.....	101
5.1.2	Berücksichtigung von Strukturreformen.....	106
5.1.3	Zusätzliche Arbeitsmarktindikatoren .....	109
5.2	Verbesserungen bei der TFP-Zerlegung .....	114
5.2.1	Alternative Verlustfunktion.....	115
5.2.2	Alternative Apriori-Verteilungen der Modellparameter .....	120
5.2.3	Berücksichtigung zusätzlicher Konjunkturindikatoren (Faktormodell).....	124

5.3	Verbesserungen bei der Fortschreibung der Partizipationsquote.....	131
5.4	Fazit.....	135
6	Zusammenfassung und Schlussfolgerungen.....	137
	Literatur.....	138
	Appendix A.....	141
	Appendix B.....	161
	Appendix C.....	165

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1-1:	Der Produktionsfunktionsansatz – schematische Darstellung .....	17
Abbildung 2.2-1:	NAWRU Sensitivitätsanalyse: Veränderung der Varianzbegrenzungen .....	23
Abbildung 2.2-2:	NAWRU Sensitivitätsanalyse: Interzept in der Phillips-Kurve.....	24
Abbildung 2.2-3:	Residuen der Panelregression (ausgewählte Länder) .....	26
Abbildung 2.3-1:	TFP Sensitivitätsanalyse: Zyklussensitivität des CUBS-Indikators .....	35
Abbildung 2.3-2:	TFP Sensitivitätsanalyse: Streuung des CUBS-Indikators um den Zyklus.....	37
Abbildung 2.3-3:	TFP Sensitivitätsanalyse: Signal-to-noise-ratio.....	38
Abbildung 2.3-4:	TFP Sensitivitätsanalyse: Persistenz der Abweichungen des CUBS von der linearen Funktion des TFP Zyklus.....	40
Abbildung 2.4-1:	BIP, Potenzial und Produktionslücke.....	42
Abbildung 2.4-2:	Potenzialwachstum und Wachstumsbeiträge.....	45
Abbildung 2.4-3:	Zerlegung der Produktionslücke in trendbereinigte Komponenten.....	46
Abbildung 2.4-4:	Entwicklung der Produktionslücke nach Schätzungen verschiedener Institutionen .....	47
Abbildung 3.1-1:	Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Deutschland .....	50
Abbildung 3.1-2:	Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Frankreich.....	51
Abbildung 3.1-3:	Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Italien .....	52
Abbildung 3.1-4:	Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Spanien.....	52
Abbildung 3.1-5:	Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Niederlande.....	53
Abbildung 3.1-6:	Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Deutschland.....	54
Abbildung 3.1-7:	Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Deutschland.....	56
Abbildung 3.2-1:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2014H gegenüber 2017H: Deutschland .....	59
Abbildung 3.2-2:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2012H gegenüber 2017H: Deutschland .....	60
Abbildung 3.2-3:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2010H gegenüber 2017H: Deutschland .....	60
Abbildung 3.2-4:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2008H gegenüber 2017H: Deutschland .....	61
Abbildung 3.2-5:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2006H gegenüber 2017H: Deutschland .....	61

Abbildung 3.2-6:	Revisionen für unterschiedliche Horizonte (Vintages 2005-2015): Deutschland .....	62
Abbildung 3.2-7:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2014H gegenüber 2017H: Italien .....	64
Abbildung 3.2-8:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2012H gegenüber 2017H: Italien .....	64
Abbildung 3.2-9:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2010H gegenüber 2017H: Italien .....	65
Abbildung 3.2-10:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2008H gegenüber 2017H: Italien .....	65
Abbildung 3.2-11:	Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2006H gegenüber 2017H: Italien .....	66
Abbildung 3.2-12:	Revisionen für unterschiedliche Horizonte (Vintages 2005-2015): Italien .....	66
Abbildung 3.3-1:	Verteilung der Produktionslückenschätzungen .....	71
Abbildung 4.1-1:	Potenzialwachstum in Spanien: Echtzeitschätzung und aktueller Stand .....	75
Abbildung 4.2-1:	Verlauf der BIP-Zuwachsrate vor und nach Rezessionen bzw. normalen Rezessionen und Banken Krisen.....	78
Abbildung 4.2-2:	Verlauf der Produktionslücke vor und nach Rezessionen bzw. normalen Rezessionen und Banken Krisen.....	79
Abbildung 4.2-3:	Beiträge zur Produktionslücke vor und nach normalen Rezessionen und Banken Krisen.....	79
Abbildung 4.2-4:	Verlauf des Potenzialwachstums vor und nach Rezessionen .....	80
Abbildung 4.2-5:	Beiträge zum Potenzialwachstum vor und nach Rezessionen .....	80
Abbildung 4.3-1:	Vergleich der Echtzeit-Schätzung der Produktionslücke vor und nach Rezessionen mit der Ex-Post-Schätzung .....	82
Abbildung 4.3-2:	Vergleich Revisionen der Produktionslücke und seiner Komponenten vor und nach Rezessionen für verschiedene Projektionshorizonte.....	83
Abbildung 4.3-3:	Vergleich der Echtzeitschätzungen für das Potenzialwachstum im Verlauf von Rezessionen für unterschiedliche Projektionshorizonte .....	84
Abbildung 4.3-4:	Vergleich der Revisionen des Potenzialwachstums und seiner Komponenten vor und nach Rezessionen für verschiedene Projektionshorizonte .....	85
Abbildung 4.3-5:	Revisionen verschiedener Schätzungen der Produktionslücke vor und nach Rezessionen .....	94
Abbildung 4.3-6:	Revisionen verschiedener Schätzungen des Potenzialwachstums vor und nach Rezessionen.....	95
Abbildung 4.3-7:	Finanzzyklen in den 5 größten Volkswirtschaften des Euroraums .....	97
Abbildung 4.3-8:	Vergleich der Revisionen der Produktionslücke im Verlauf von normalen Rezessionen und Banken Krisen auf Basis von OECD-Daten .....	98
Abbildung 4.3-9:	Vergleich der Revisionen der Produktionslücke im Verlauf von normalen Rezessionen und Banken Krisen auf Basis von OECD-Daten .....	99
Abbildung 5.1-1:	NAWRU-Schätzungen, Stand 2017H: Deutschland .....	103
Abbildung 5.1-2:	NAWRU-Schätzungen, Stand 2017H: Italien .....	104
Abbildung 5.1-3:	Mittelwert des Arbeitslosigkeitszyklus für die Schätzungen 2004-2017: Deutschland .....	105
Abbildung 5.1-4:	Mittelwert des Arbeitslosigkeitszyklus für die Schätzungen 2004-2017: Italien ....	106
Abbildung 5.1-5:	Strukturelle Größe der NAWRU: Deutschland .....	107

Abbildung 5.1-6:	Bereinigte NAWRU-Schätzung: Deutschland .....	108
Abbildung 5.1-7:	Bereinigte NAWRU-Schätzung: Italien .....	108
Abbildung 5.1-8:	Arbeitsmarktindikator und Arbeitsmarktzyklus: Deutschland .....	110
Abbildung 5.1-9:	Arbeitsmarktindikator und Arbeitsmarktzyklus: Italien .....	111
Abbildung 5.1-10:	NAWRU-Schätzung (MVHP): Deutschland .....	112
Abbildung 5.1-11:	NAWRU-Schätzung (MVHP): Italien .....	112
Abbildung 5.1-12:	NAWRU-Schätzungen mit dem MVHP (fortlaufende Datenstände): Deutschland .....	113
Abbildung 5.1-13:	NAWRU-Schätzungen mit dem MVHP (fortlaufende Datenstände): Italien .....	114
Abbildung 5.2-1:	TFP-Zyklus der EU-Methode, des HP-Filters und der erweiterten Verlustfunktion (EV) .....	118
Abbildung 5.2-2:	TFP-Zyklus auf Basis des EU-Priors, des HP-Filters und des HP-Priors.....	122
Abbildung 5.2-3:	TFP-Zyklus der Projektion Herbst 2017 auf Basis des EU-Verfahrens und des Faktoransatzes .....	128
Abbildung 5.3-1:	Entwicklung der Anteile der Alterskohorten: Deutschland .....	132
Abbildung A-3.1-1:	Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Frankreich.....	142
Abbildung A-3.1-2:	Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Italien.....	143
Abbildung A-3.1-3:	Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Spanien .....	144
Abbildung A-3.1-4:	Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Niederlande .....	145
Abbildung A-3.1-5:	Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Frankreich.....	146
Abbildung A-3.1-6:	Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Italien.....	147
Abbildung A-3.1-7:	Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Spanien .....	148
Abbildung A-3.1-8:	Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Niederlande .....	149

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.2-1:	Varianzbegrenzungen bei der NAWRU-Schätzung.....	21
Tabelle 2.2-2:	Schätzergebnisse der Panelregressionen für verschiedene Stützzeiträume .....	26
Tabelle 2.2-3:	Schätzergebnisse des Fehlerkorrekturmodells der NAWRU .....	28
Tabelle 2.3-1:	Marginale Apriori-Verteilungen der Modellparameter .....	30
Tabelle 3.2-1:	Durchschnittliche Revisionen der Produktionslücke für unterschiedliche Horizonte: Deutschland .....	62

Tabelle 3.2-2:	Durchschnittliche Revisionen der Produktionslücke für unterschiedliche Horizonte: Italien .....	67
Tabelle 3.3-1:	Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Deutschland .....	68
Tabelle 3.3-2:	Maximale Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke .....	70
Tabelle 4.1-1:	Anzahl der Rezessionen und Bankenkrisen .....	76
Tabelle 4.3-1:	Durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Boomphasen (2 Jahre vor Beginn einer Rezession).....	86
Tabelle 4.3-2:	Durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Rezessionen .....	87
Tabelle 4.3-3:	Durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Erholungsphasen (2 Jahre nach Ende einer Rezession) .....	88
Tabelle 4.3-4:	Vergleich der durchschnittlichen Revisionen nach Prognosehorizonten in Boomphasen zwischen verschiedenen Schätzungen .....	91
Tabelle 4.3-5:	Vergleich der durchschnittlichen Revisionen nach Prognosehorizonten in Rezessionen zwischen verschiedenen Schätzungen .....	92
Tabelle 4.3-6:	Vergleich der durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Erholungsphasen zwischen verschiedenen Schätzungen.....	93
Tabelle 5.1-1:	Mittlere quadratische Revision der NAWRU für verschiedene Horizonte: Deutschland .....	104
Tabelle 5.1-2:	Mittlere quadratische Revision der NAWRU für verschiedene Horizonte: Italien.....	105
Tabelle 5.1-3:	Revisionen der NAWRU: Deutschland und Italien.....	113
Tabelle 5.2-1:	Revisionsanalyse der gefilterten TFP.....	116
Tabelle 5.2-2:	Gewichte des HP-Filters im Rahmen einer erweiterten Verlustfunktion .....	117
Tabelle 5.2-3:	Durchschnittliche Zyklusrevisionen der EU-Methode, des HP-Filters und der erweiterten Verlustfunktion (EV) .....	119
Tabelle 5.2-4:	Spezifikation der marginalen Apriori-Verteilungen des HP-Priors .....	121
Tabelle 5.2-5:	Mittelwerte der marginalen Apriori-Verteilungen des EU-Priors und des HP-Priors für die Varianzen.....	121
Tabelle 5.2-6:	Konvergenz der auf dem EU-Prior bzw. dem HP-Prior basierenden Aposteriori-Verteilungen in den Projektionen 2005-2017 im Vergleich .....	123
Tabelle 5.2-7:	Durchschnittliche Zyklusrevisionen der bayesianischen Schätzungen auf Basis des EU-Priors und des HP-Priors .....	124
Tabelle 5.2-8:	Konvergenz des Faktoransatzes mit Basisdatensatz in den Projektionen 2005-2017 im Vergleich zum EU-Verfahren .....	127
Tabelle 5.2-9:	Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Deutschland .....	129
Tabelle 5.2-10:	Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Frankreich .....	129
Tabelle 5.2-11:	Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Italien.....	130
Tabelle 5.2-12:	Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Spanien.....	130
Tabelle 5.2-13:	Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Niederlande .....	131
Tabelle 6-1:	Überblick: Konkrete Verbesserungsvorschläge im Rahmen des EU-Verfahrens.....	138

Tabelle A-3.2-1: Pseudo-Echtzeit-Ankerwerte und Konvergenzhorizonte .....	150
Tabelle A-3.3-1: Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Deutschland (ohne Jahr 2009) .....	151
Tabelle A-3.3-2: Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Frankreich .....	152
Tabelle A-3.3-3: Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Italien .....	153
Tabelle A-3.3-4: Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Spanien .....	154
Tabelle A-3.3-5: Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Niederlande .....	155
Tabelle A-5.2-1: Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Deutschland .....	156
Tabelle A-5.2-2: Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Frankreich .....	157
Tabelle A-5.2-3: Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Italien .....	158
Tabelle A-5.2-4: Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Spanien .....	159
Tabelle A-5.2-5: Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Niederlande .....	160

## Verzeichnis der Kästen

Kasten 1:	Zu den Prognoseeigenschaften verschiedener Echtzeitschätzungen der Produktionslücke .....	72
Kasten 2:	Zu möglichen weitergehenden Modifikationen der Potenzialschätzung, insbesondere in Bezug auf den Kapitalstock .....	133



# **SCHÄTZUNG VON PRODUKTIONSPOTENZIAL UND -LÜCKE: EINE ANALYSE DES EU-VERFAHRENS UND MÖGLICHE VERBESSERUNGEN**

Martin Ademmer, Jens Boysen-Hogrefe, Kai Carstensen, Philipp Hauber,  
Nils Janssen, Stefan Kooths, Thies Rossian und Ulrich Stolzenburg<sup>1</sup>

## **1 Einleitung**

### **1.1 Problemstellung und Vorgehen**

Der Auslastungsgrad der gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten ist eine zentrale Größe der Konjunkturanalyse und für die darauf basierende Geld- und Finanzpolitik. So spielt der Auslastungsgrad eine wesentliche Rolle für den Europäischen Stabilitäts- und Wachstumspakt und für die im Grundgesetz verankerte Schuldenbremse. Allerdings lässt sich der Auslastungsgrad der gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten nicht direkt beobachten und wird daher üblicherweise mit Hilfe von statistischen Methoden geschätzt. Ein gängiges Maß ist die sogenannte Produktionslücke, definiert als Differenz zwischen Bruttoinlandsprodukt und geschätztem Produktionspotenzial. Die Wachstumsrate des Produktionspotenzials zeigt somit die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts bei Normalauslastung an. Die Bundesregierung hat sich im Rahmen des Europäischen Stabilitäts- und Wachstumspakts und im Rahmen der Schuldenbremse dazu verpflichtet, das Produktionspotenzial und die Produktionslücke auf Basis der einheitlichen Methode der EU-Kommission zu schätzen.

Die EU-Kommission ermittelt das Produktionspotenzial auf Grundlage einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (siehe Abschnitt 2.1 und Havik et al. 2014). In diese Funktion gehen der Kapitalstock, der potenzielle Arbeitseinsatz sowie die trendmäßige Totale Faktorproduktivität (TFP) ein. Dieser Ansatz bietet eine gewisse ökonomische Fundierung und ermöglicht darüber hinaus, den Beitrag einzelner Komponenten zum Potenzial und seiner Entwicklung zu schätzen. Das Verfahren der EU-Kommission geht aber mit zahlreichen Problemen einher und steht häufig in der Kritik (siehe z.B. Mc Morrow et al. 2015). So hängen die Berechnungen der Produktionslücke nicht nur stark von den getroffenen Annahmen ab. Insbesondere wird auch kritisiert, dass Schätzungen für den aktuellen Rand oftmals kräftig revidiert werden. Besonders ausgeprägt sind Revisionen in merklichen Hochkonjunktur- und Schwächephasen bzw. an deren Wendepunkten (de Cos et al. 2016; Kempkes 2014; Klär 2013). Zwar sind all diese Probleme nicht spezifisch für die Methode der EU-Kommission; sie gelten vielmehr in unterschiedlichem Ausmaß für alle erprobten Methoden zur Schätzung des Produktionspotenzials (Deut-

---

<sup>1</sup> Diese Studie wurde im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Energie unter dem Titel „Potenzial-schätzung und Produktionslücken – Analyse von Revisionen und Zyklizität“ erstellt. Die Studie wurde im Oktober 2018 abgeschlossen. Wir danken Jonas Dovern, Tobias Görbert, Dominik Groll, Halyna Oros, Josefine Quast und Maik Wolters für hilfreiche Kommentare und/oder Unterstützung bei der Zusammenstellung des Echtzeit-Datensatzes sowie Atanas Hristov und Alessandro Rossi von der Europäischen Kommission für die Bereitstellung des Codes zur Berechnung der Anker-Werte bzw. für Hinweise zur Implementierung der TFP-Zyklusschätzung.

sche Bundesbank 2012). Die weitreichenden wirtschaftspolitischen Implikationen, die von der Schätzung des Produktionspotenzials ausgehen, machen es gleichwohl erforderlich, die Schätzmethoden immer wieder auf ihre Schwachstellen hin zu evaluieren und nach Verbesserungsmöglichkeiten zu suchen.

Ziel dieses Forschungsgutachtens ist, Ausmaß und Ursachen der Revisionen der in der Vergangenheit geschätzten Potenzialraten und Produktionslücken zu analysieren, die Eigenschaften der Methodik in verschiedenen Phasen des Konjunkturzyklus zu untersuchen und, aufbauend auf diesen Erkenntnissen, schließlich Verbesserungsmöglichkeiten der EU-Methode zu erarbeiten und zu evaluieren.

Das Forschungsgutachten gliedert sich in sechs Kapitel. Im folgenden Unterabschnitt des einleitenden ersten Kapitels werden zunächst die grundsätzlichen Anforderungen an die Potenzialschätzung diskutiert.

Kapitel 2 stellt das aktuelle Verfahren der EU-Kommission vor und geht dabei detailliert auf zwei sehr zentrale Bestandteile der Potenzialschätzung ein, die Bestimmung der NAWRU (die mit einer langfristig konstanten Lohninflationsrate einhergehende Erwerbslosenquote) und die Bestimmung des Trends der TFP. Im Anschluss an die Erläuterung der hierfür verwendeten Modelle und Schätzverfahren wird jeweils eine ausführliche Sensitivitätsanalyse der Schätzung vorgenommen. Das Kapitel endet mit einer Darstellung der Ergebnisse der Potenzialschätzung der EU-Kommission vom Herbst 2017, die für die nachfolgenden Revisionsanalysen als Benchmark angesehen wird.

Kapitel 3 befasst sich mit der Analyse der Revisionen vergangener Schätzungen. In einem ersten Schritt erfolgt eine ausführliche Diskussion der Revisionen bei Produktionspotenzial und Produktionslücke. Danach werden die Ursachen für die zuvor dargestellten Revisionen der Produktionslücke genauer untersucht. Zu diesem Zweck wird analysiert, welcher Anteil der Gesamtrevision auf Revisionen von Ex-post-Daten, Prognosefehler bei der Kurzfristprognose und auf Änderungen bei der zugrundeliegenden Schätzmethodik zurückgeführt werden kann. Schließlich wird zur besseren Einordnung ein Vergleich der Revisionen mit denen basierend auf einem einfachen Filterverfahren und auf Schätzungen der OECD und des IMF vorgenommen. In einem separaten Kasten (Kasten 1) erfolgt zudem eine Analyse der Prognoseeigenschaften verschiedener Echtzeitschätzungen der Produktionslücke im Hinblick auf die mittelfristige Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts.

Kapitel 4 geht auf die Eigenschaften der Potenzialschätzung in verschiedenen Phasen des Konjunkturzyklus ein, mit einem besonderen Augenmerk auf konjunkturelle Wendepunkte. Hierzu wird zuerst der typische Verlauf von Potenzialwachstum und Produktionslücke über den Konjunkturzyklus auf Basis von Ex-post-Daten analysiert. Danach erfolgt eine Revisionsanalyse für diese Größen in Boom-, Rezessions- und Erholungsphasen. In diesem Zusammenhang wird wiederum auch ein Vergleich der Schätzungen der Europäischen Kommission mit alternativen Schätzungen vorgenommen. Schließlich wird anhand von Fallbeispielen und OECD-Daten, die für einen ausreichend langen Zeitraum vorliegen, diskutiert, inwieweit sich Revisionseigenschaften zwischen normalen Rezessionen und mit Bankenkrisen einhergehenden Rezessionen unterscheiden.

Kapitel 5 präsentiert verschiedene, im Rahmen dieses Forschungsgutachtens entwickelte Ideen zur Verbesserung der Potenzialschätzung der Europäischen Kommission. Die Verbesserungsvorschläge konzentrieren sich dabei auf methodische Aspekte und haben vor allem die Bestimmung der NAWRU und des TFP-Trends im Blick. Zum einen werden Möglichkeiten analysiert, die Schätzung der NAWRU und des TFP-Trends transparenter und weniger abhängig von Ad-hoc-Annahmen zu gestalten. Zum anderen wird untersucht, inwieweit die Berücksichtigung zusätzlicher Indikatoren die NAWRU- und

TFP-Schätzung verbessern kann. So wird im Rahmen der TFP-Schätzung beispielsweise die Implementierung eines Konjunkturfaktors aus einer Vielzahl von Konjunkturindikatoren diskutiert und schließlich für verschiedene Volkswirtschaften evaluiert.

Ein ausführliches Fazit sämtlicher Analysen in Kapitel 2 bis 5 findet sich jeweils am Ende dieser Kapitel. Kapitel 6 fasst schließlich die gewonnenen Erkenntnisse nochmals kurz zusammen und präsentiert konkrete Handlungsempfehlungen.

Die in Kapitel 2 bis 5 vorgenommenen Untersuchungen umfassen üblicherweise die fünf größten Volkswirtschaften der Eurozone (Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien, Niederlande). In einigen Abschnitten, wie beispielsweise zur Sensitivität der Schätzverfahren, wird die Analyse exemplarisch an zwei bis drei ausgewählten Ländern (Deutschland, Italien, ggf. Spanien) durchgeführt. Die Untersuchungen in Kapitel 4 erfordern im Gegensatz dazu einen deutlich größeren Länderkreis, da Rezessionen recht selten auftreten und die Datenbasis insbesondere für eine Revisionsanalyse in Bezug auf einzelne Länder zu gering wäre. Daher basieren diese Untersuchungen auf Daten für alle 28 Mitgliedsländer der Europäischen Union.

Eine wichtige Grundlage für sämtliche Analysen in diesem Forschungsgutachten war zum einen der Aufbau einer Echtzeit-Datenbank für die Potenzialschätzung der Europäischen Kommission, die darüber hinaus auch Echtzeit-Daten von OECD und IMF beinhaltet (siehe Appendix C). Zum anderen wurde im Zuge dieses Gutachtens das aktuelle Verfahren der Potenzialschätzung in einer einheitlichen Softwareumgebung (Matlab) nachprogrammiert. Die Echtzeit-Datenbank und Softwarecodes für die Potenzialschätzung stellen auch für zukünftige Forschung zu dieser Thematik einen wertvollen Baustein dar.

## **1.2 Grundsätzliche Anforderungen an die Potenzialschätzung**

Bei der Schätzung des Produktionspotenzials wird die gesamtwirtschaftliche Produktion in Trend und Zyklus zerlegt. Verbunden wird dies häufig mit der Deutung, dass ein eher angebotsseitig bestimmter Trend von einem eher nachfrageseitig getriebenen Zyklus umgeben ist. Bei der Anwendung von statistischen Glättungsverfahren, wie dem Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) oder, allgemeiner, einem sogenannten Unobserved Components Modell, wird das Bruttoinlandsprodukt in einen in den Zuwachsraten wenig schwankenden und somit recht „glatten“ Trend und einen schwankenden Zyklus zerlegt. Der Trend wird dann als Produktionspotenzial interpretiert. Es ist allerdings nicht zwingend, dass sich das Produktionspotenzial, wenn es beispielsweise durch neue Technologien oder strukturelle Reformen beeinflusst wird, tatsächlich eher „glatt“ und trendmäßig entwickelt. Zudem identifizieren makroökonomische und makroökonomische Modelle angebots- bzw. nachfrageseitige Schocks anhand ökonomischer Überlegungen und nicht anhand der an den Zeitreiheneigenschaften orientierten Glättung der makroökonomischen Variablen.

Im Ansatz der Europäischen Kommission wird ein Produktionsfunktionsansatz verwendet (vgl. Abschnitt 2.1). Dadurch geht zwar ökonomische Theorie in das Verfahren ein und die Ergebnisse werden dadurch gehaltvoller – z.B. können Veränderungen des geschätzten Produktionspotenzials unterschiedlichen Faktoren zugeordnet werden –, dennoch bleibt auch bei diesem Verfahren der Befund, dass das Bruttoinlandsprodukt im Wesentlichen anhand von Zeitreiheneigenschaften entweder dem Trend oder dem Zyklus zugeordnet wird und weniger anhand von ökonomischen Überlegungen. Trotz dieses Nachteils gibt es gute Argumente, bei der Trend-Zyklus-Dekomposition mit Glättungsansätzen zu arbeiten. Zum einen ist es nur schwer möglich, das Produktionspotenzial alleine anhand von öko-

nomischen Überlegungen zu identifizieren, und es liegt dafür kein unumstrittener Ansatz vor. So gibt es für die Identifikation von Schocks – z.B. im Rahmen von vektorautoregressiven Modellen – eine Vielzahl von verschiedenen Strategien und es ist nicht offensichtlich, welche Strategie am geeignetsten ist. Zum anderen ist ein geglättetes Produktionspotenzial leichter zu interpretieren und zu kommunizieren, da es eher der gängigen Vorstellung einer Trend-Zyklus-Zerlegung entspricht (glatter Trend und schwankender Zyklus anstatt schwankender Trend und schwankender Zyklus). Daher betrachten wir in diesem Gutachten ausschließlich Ansätze, die dieser Vorstellung entsprechen.

Letztlich richten sich die Anforderungen an ein Verfahren nach den jeweiligen Zwecken, denen es dienen soll. Eine komplexe, ökonomisch tiefgehende Identifikation des Produktionspotenzials steht derzeit bei einer Vielzahl von Anwendungen eher nicht im Mittelpunkt. Vielmehr wird die Potentialschätzung einerseits zur Konjunkturbereinigung von Budgetsalden, also in der Haushaltsüberwachung, und andererseits als Richtwert für die Mittelfristprognose genutzt. Aus diesen Verwendungszwecken lassen sich Kriterien zur Beurteilung eines Verfahrens zur Potentialschätzung ableiten.

*Stationarität des Zyklus.* Die Vorstellung eines glatten Trends und eines um diesen Trend herum schwankenden Zyklus lässt sich zeitreihenökonomisch so interpretieren, dass der Trend nichtstationär sein sollte, der Zyklus dagegen stationär mit einem Mittelwert von null. Dadurch wird erreicht, dass der Trend den langfristigen Wachstumsprozess einer Volkswirtschaft charakterisiert, während der Zyklus die konjunkturellen Fluktuationen widerspiegelt. Der Mittelwert von null impliziert dabei, dass der Zyklus in dem hypothetischen Szenario ausbleibender zukünftiger Konjunkturschocks gegen null konvergieren würde und das BIP gegen das Potenzial. Er garantiert zudem, dass die auf Basis der Produktionslücke und eines Maßes der Konjunktursensitivität berechnete Konjunkturkomponente der Budgetzahlen ebenfalls einen Mittelwert von null besitzt. Dadurch wird gewährleistet, dass der konjunkturbereinigte Budgetsaldo nicht systematisch in eine Richtung vom tatsächlichen Budgetsaldo abweicht.

*Prognosegehalt für die mittlere Frist.* Eng mit der Annahme eines stationären Zyklus hängt die Forderung zusammen, eine Trend-Zyklus-Zerlegung sollte Prognosegehalt für die mittlere Frist besitzen. Denn da zukünftige Konjunkturschocks – ihrer Definition als Schock gemäß – unprognostizierbar sind, impliziert die Stationaritätsannahme, dass eine rationale Mittelfristprognose einen gegen null konvergierenden Zyklus und daher ein gegen das Potenzial tendierendes BIP enthält. Der wichtigste Bestandteil einer Mittelfristprognose ist daher die Fortschreibung des Potenzials, die auf dem aktuellen Potenzialniveau und seinem Trend fußt, also auf den Resultaten der Trend-Zyklus-Zerlegung.

*Geringer Revisionsbedarf.* Eine Trend-Zyklus-Zerlegung ist sowohl für die Konjunkturbereinigung von Budgetsalden als auch für die Mittelfristprognose besonders gut geeignet, wenn die am aktuellen Rand produzierten Zahlen im weiteren Verlauf infolge von zusätzlichen Informationen nur wenig revidiert werden. Große und häufige Revisionen ziehen zu einer politisch relevanten, nachträglichen Korrektur bei der Beurteilung von Budgetsalden nach sich und sind geeignet, das ganze Verfahren zur konjunkturadäquaten Haushaltsüberwachung zu diskreditieren. Zum anderen verringern sie den Prognosegehalt des Potenzials für die mittlere Frist, indem sie sowohl auf den Aufsatzzpunkt als auch die Steigung der Potenzialfortschreibung wirken. Denn bereits kleine Modifikationen dieser zentralen Parameter der Mittelfristprognose können bei dem üblichen Horizont von 5-6 Jahren eine große Wirkung haben und die Projektion gravierend ändern. Schon aus konzeptionellen Gründen lässt sich dieses Endpunktproblem zwar nicht vollständig lösen, aber doch erheblich abmildern.

*Plausibilität der Ergebnisse.* Da eine ganze Reihe von Konjunkturindikatoren existiert, beruhen die Vorstellungen über den historischen Konjunkturverlauf keineswegs allein auf einer Trend-Zyklus-Zerle-

gung des BIPs. Vielmehr sollte der durch eine solche Zerlegung gewonnene Zyklus zumindest in etwa der indikatorbasierten Evidenz entsprechen.<sup>2</sup> Für größere Abweichungen sollte es nachvollziehbare Gründe geben.

*Einfachheit und Transparenz.* Einfachheit ist nicht nur wissenschaftsphilosophisch ein bedeutsames Konzept („Ockhams Rasiermesser“), sondern gerade dann von Vorteil, wenn ein (hier: ökonometrisches) Verfahren Politik und Öffentlichkeit informieren und politisch relevante Entscheidungen unterstützen soll. Denn einfache Verfahren sind transparenter, d.h. sie lassen sich leichter erklären und sind daher besser einsichtig. Sie können zudem ohne allzu großen Aufwand nachvollzogen werden, was in einem demokratisch verfassten Gemeinwesen unerlässlich ist, um den Gefahren der Technokratie vorzubeugen. Es ist daher sehr zu begrüßen, dass die EU-Kommission – nicht zuletzt aufgrund unseres wiederholten Insistierens – mittlerweile ihre Softwarecodes zur Durchführung ihrer Trend-Zyklus-Zerlegung veröffentlicht hat.

Der HP-Filter ist die wohl am weitesten verbreitete Methode zur Trendschätzung sowohl in der ökonomischen Forschung als auch in der wirtschaftspolitischen Anwendung. Viel spricht dafür, dass er dies seiner Einfachheit in Darstellung und Implementierung zu verdanken hat. Dies hat insbesondere den Vorteil, dass seine Ergebnisse auch einer breiteren Öffentlichkeit gut kommuniziert werden können. Zudem stellt der HP-Filter sicher, dass der Zyklus im Mittel null ist und zumindest in größeren Stichproben als stationär gelten kann.<sup>3</sup> Schließlich entspricht das Ergebnis des HP-Filters der gängigen Vorstellung von glattem Trend und schwankendem Zyklus. Aus diesen Gründen wird in diesem Gutachten der HP-Filter an vielen Stellen als Benchmark-Verfahren gewählt, woran die im Rahmen dieses Gutachtens erarbeiteten Verbesserungsvorschläge für die Potenzialschätzung gemessen werden. Das Ziel der Verbesserungsvorschläge besteht darin, den wesentlichen Nachteil des HP-Filters abzumildern: sein erhebliches Endpunktproblem. Im Sinne der statistischen Begriffsbildung ist der HP-Filter ein zweiseitiges Verfahren, am aktuellen Rand im Prinzip aber nur ein einseitiger Filter. Die Ergebnisse des einseitigen Filters sind deutlich weniger glatt, was sich schließlich in Revisionen des Trends übersetzt. Dies macht es z.B. weniger wahrscheinlich, dass die Ergebnisse des HP-Filters am aktuellen Rand ohne weitere Modifikationen großen prognostischen Gehalt für die mittlere Frist haben.

Das aktuelle Verfahren der EU-Kommission kann zumindest in Teilen als ein Versuch interpretiert werden, das Endpunktproblem abzumildern, indem – anders als beim HP-Filter – ökonomische Produktionstheorie und externe Information in Gestalt von Konjunkturindikatoren berücksichtigt wird. Der Preis dafür ist dessen Unübersichtlichkeit. So ist das Verfahren an vielen Stellen „ausgefranst“ und hat insbesondere bei der Schätzung der NAWRU mittlerweile eine Komplexität erreicht, die es nur sehr schwer nachvollziehbar macht. Sofern die Ziele der Potenzialschätzung also durch ein einfacheres und transparenteres Vorgehen erreicht werden können, ohne die Revisionsanfälligkeit zu erhöhen, wäre dies vorteilhaft.

Daraus folgt allerdings nicht, dass ein Verfahren schon dann als besonders gut bezeichnet werden kann, wenn dabei entweder der Zyklus oder der Trend nicht revidiert wird. Denn grundsätzlich bezieht sich die Aussage zur Revisionsintensität auf eine Situation bei gegebenem Datenstand. Bei der Bewertung eines Verfahrens sind daher die Revisionen der BIP-Zahlen zu berücksichtigen. Aber auch bei

---

<sup>2</sup> Für einen Vergleich von Produktionslückenschätzungen und umfragebasierten Indikatoren zur Kapazitätsauslastung in Deutschland siehe Ademmer und Jannsen (2017).

<sup>3</sup> In kleinen Stichproben kann der HP-Filter Zyklen bestimmen, die gemäß Tests als nicht-stationär gelten. Zudem wird die Autokorrelation des Zyklus nicht berücksichtigt, was zu einer Fehleinschätzung der Dynamik führen kann. Zu einer kritischen Diskussion des HP-Filters siehe Hamilton (2017).

gegebenen Produktionszahlen kann von einem geringen Revisionsbedarf nicht ohne weiteres auf die Qualität des Verfahrens geschlossen werden. Naive Lösungen wie ein linearer Trend, der auf einem fixen Stützzeitraum basiert, würden keine Revisionen ergeben und erscheinen doch nicht adäquat. Zum einen wäre, um beim Beispiel des linearen Trends zu bleiben, sehr zweifelhaft, ob ein solch einfaches Trendverfahren dauerhaft eine gute Abstützung für die Mittelfristprognose liefern würde. Zum anderen könnte nicht sichergestellt werden, dass der Zyklus stationär ist. Beide Punkte stehen in direkter Beziehung: Der Prognosegehalt der Einschätzung des Produktionspotenzials dürfte dann am höchsten sein, wenn das Produktionspotenzial „glatt“ fortgeschrieben werden kann und wenn der schwankende Zyklus nicht selber einen Trend aufweist. Ebenso wäre es nicht adäquat, das Produktionspotenzial einfach mit der Produktion gleichzusetzen. Zwar würden dann Trend und Zyklus bei gegebener Produktion jeweils nicht revidiert, doch offenkundig werden dadurch auch keinerlei zusätzliche Informationen für die Ableitung einer Mittelfristprognose gewonnen und eine so verstandene Konjunkturbereinigung der Budgetzahlen wäre gegenstandslos.

Aus all dem folgt, dass eine gute Trend-Zyklus-Zerlegung simultan möglichst alle der oben formulierten Kriterien erfüllen sollte. Da es dabei zu Zielkonflikten kommen kann, dürfte es nicht das eine optimale Verfahren geben. Tatsächlich erhebt dieses Forschungsgutachten nicht einmal den Anspruch, einer in einem wohldefinierten Sinne (z.B. durch eine umfassende Zielfunktion) optimalen Lösung nahezukommen. Vielmehr gehen wir von zwei gegebenen Ansätzen aus – dem HP-Filter und dem EU-Verfahren – und untersuchen, inwieweit Verbesserungspotenziale ausgenutzt werden können. Ein ganz wesentlicher grundsätzlicher Gedanke hierbei besteht darin, dass es fruchtbar sein dürfte, zusätzliche Konjunkturinformationen in das Verfahren einfließen zu lassen. Zudem untersuchen wir, inwieweit der HP-Filter in einem an gegebener Stelle erläuterten Sinn als Startpunkt oder Basis des EU-Verfahrens nutzbar gemacht werden könnte, um der Erfordernis der Einfachheit besser zu entsprechen. Alle unsere Vorschläge garantieren einen stationären Zyklus. Wir untersuchen sie daher insbesondere hinsichtlich ihrer Revisionsintensität und schließen diejenigen aus, die dem EU-Verfahren in dieser Hinsicht deutlich unterlegen sind.

## 2 Das Verfahren der EU-Kommission

### 2.1 Der generelle Produktionsfunktionsansatz

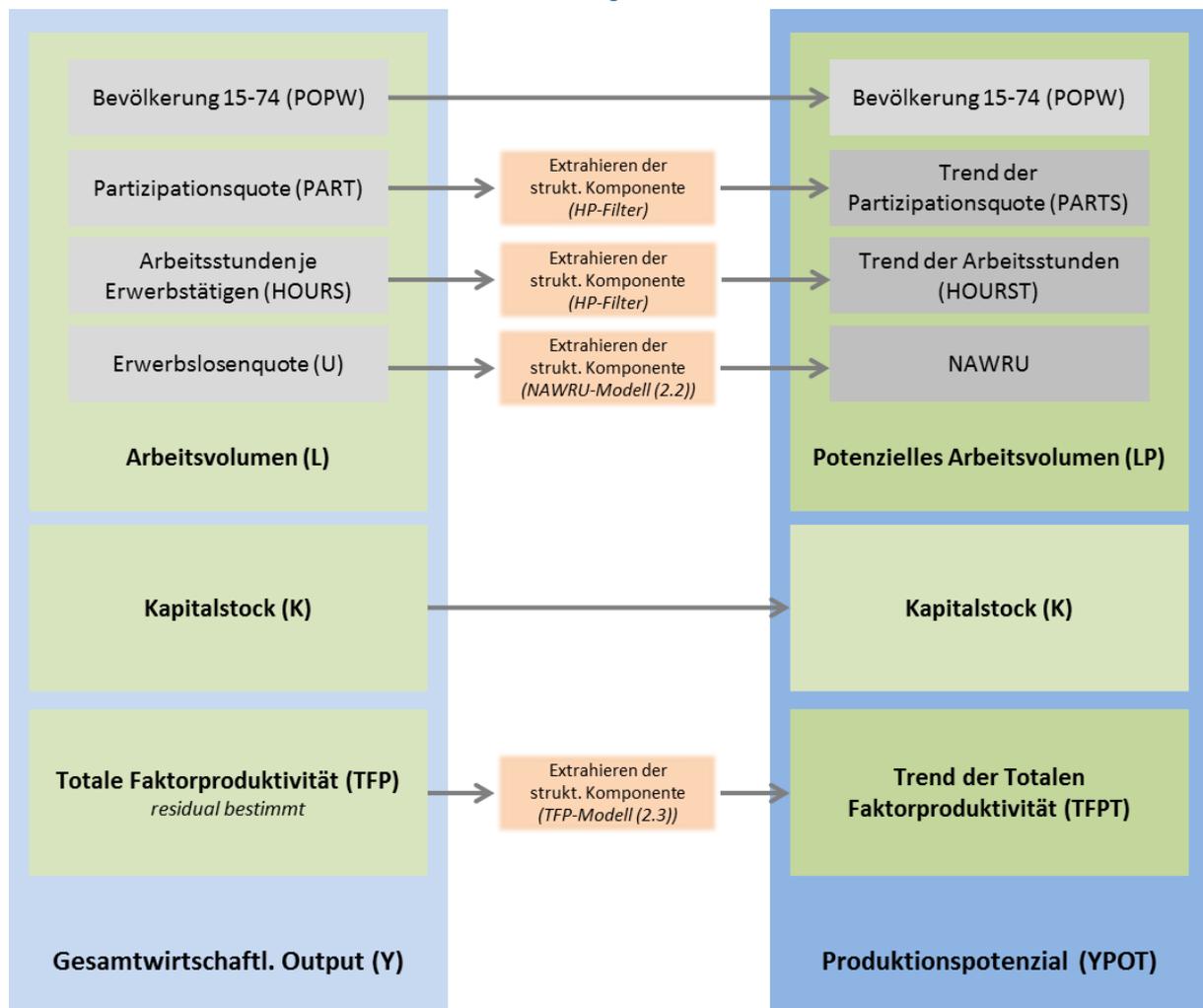
Das Verfahren der EU-Kommission basiert auf einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Havik et al. 2014). Diese beschreibt den gesamtwirtschaftlichen Output (Y) als eine Funktion der Produktionsfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) sowie der Totalen Faktorproduktivität (TFP):

$$Y = L^{\alpha} \times K^{(1-\alpha)} \times TFP. \quad (2.1-1)$$

Der Arbeitsinput wird anhand der Gesamtsumme der geleisteten Arbeitsstunden gemessen. Die Gesamtsumme der geleisteten Arbeitsstunden (Arbeitsvolumen) setzt sich aus der Anzahl der Personen im erwerbsfähigen Alter (15-74 Jahre), der Partizipationsquote, der Erwerbsquote (bzw. 1-Erwerbslosenquote) sowie der geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigen zusammen (Abbildung 2.1-1). Der Kapitalinput entspricht dem Kapitalstock der jeweiligen Volkswirtschaft. Die Produktionselastizität des Faktors Arbeit ( $\alpha$ ) wird von der EU-Kommission für alle Länder gleich 0,65 gesetzt. Dieser Wert geht auf die durchschnittliche Lohnquote der EU15-Länder in den vergangenen Jahrzehnten zurück. Die TFP beschreibt, wie effizient die Faktoren Arbeit und Kapital zur Produktion eingesetzt werden. Sie ist nicht

direkt beobachtbar und ergibt sich gemäß der Cobb-Douglas-Spezifikation residual als der Teil des Bruttoinlandsprodukts, der nicht durch die beiden Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital erklärt werden kann. Ein Anstieg der TFP wird oftmals mit Änderungen im Technologieniveau in Verbindung gebracht. Durch die residuale Bestimmung fließen in diese Größe allerdings sämtliche von einer aggregierten Produktionsfunktion nicht erfassbaren Einflussfaktoren ein – beispielsweise sich ändernde Strukturmerkmale oder auch Messfehler. Eine Interpretation der Veränderung der TFP rein als Rate des technischen Fortschritts ist somit problematisch.

**Abbildung 2.1-1:**  
**Der Produktionsfunktionsansatz – schematische Darstellung**



Quelle: Eigene Darstellung, in Anlehnung an Havik et al. (2014).

Das Produktionspotenzial (YPOT) errechnet sich aus dem Trend der TFP (TFPT), dem potenziellen Arbeitsvolumen (LP) und dem (unverändert übernommenen) Kapitalstock (K):

$$YPOT = LP^\alpha \times K^{(1-\alpha)} \times TFPT, \quad (2.1-2)$$

Das potenzielle Arbeitsvolumen bestimmt sich analog zu dem Arbeitsvolumen aus vier Variablen: der Anzahl der Personen im erwerbsfähigen Alter (15-74 Jahre), dem Trend der Partizipationsquote, der Erwerbslosenquote, die mit einer langfristig konstanten Lohninflationsrate einhergeht (non-acceler-

ating wage rate of unemployment, NAWRU) sowie dem Trend der geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigen. Der Trend der Partizipationsquote und der Trend der Arbeitsstunden werden dabei anhand des Hodrick- Prescott (HP) Filters ermittelt. Die NAWRU wird hingegen mit Hilfe eines Phillips-Kurven-Ansatzes geschätzt. Eine detaillierte Beschreibung dieses Verfahrens findet sich in Abschnitt 2.2. Der Trend der TFP wird anhand eines strukturellen Zeitreihenmodells berechnet, welches die zyklische und die trendmäßige Komponente der TFP mit Hilfe eines umfragebasierten Indikators für die Kapazitätsauslastung trennt.<sup>4</sup> Eine detaillierte Beschreibung dieses Verfahrens findet sich in Abschnitt 2.3. Beim Kapitalstock wird keine Unterscheidung zwischen Trend- und Zykluskomponente vorgenommen, da dieser als Indikator der generellen Kapazität einer Volkswirtschaft und somit als strukturell angesehen wird.

## 2.2 Die Bestimmung der NAWRU

### 2.2.1 Modell und Schätzverfahren

Die NAWRU – die mit einer langfristig konstanten Lohninflationsrate einhergehende Erwerbslosenquote – wird von der Kommission anhand eines Modells bestimmt, das auf dem theoretischen Konzept einer Phillips-Kurve beruht.<sup>5</sup> Generell besteht die Idee des Modells darin, die beobachtbare Erwerbslosenquote  $U_t$  in eine nicht-beobachtbare Trendkomponente (die NAWRU) und eine Zykluskomponente (Differenz von Erwerbslosenquote und NAWRU, zyklische/konjunkturelle Erwerbslosenquote) zu zerlegen:

$$U_t = Trend_t + Zyklus_t = NAWRU_t + (U_t - NAWRU_t). \quad (2.2-1)$$

Die Dynamik dieser Komponenten wird dabei wie folgt spezifiziert:

$$NAWRU_t = NAWRU_{t-1} + \mu_{t-1} + \varepsilon_t^p. \quad (2.2-2)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu. \quad (2.2-3)$$

$$(U_t - NAWRU_t) = \varphi_1(U_{t-1} - NAWRU_{t-1}) + \varphi_2(U_{t-2} - NAWRU_{t-2}) + \varepsilon_t^c. \quad (2.2-4)$$

Die NAWRU ist also als Random Walk mit stochastischem Drift-Term modelliert. Der Zyklus ist als AR(2) modelliert, d.h. als autoregressiver Prozess zweiter Ordnung.

Dem Modell wird dann eine Phillips-Kurven-Gleichung hinzugefügt, welche den (negativen) Zusammenhang zwischen der Differenz von Erwerbslosenquote und NAWRU und einem Arbeitskostenindikator beschreibt. Die genaue Spezifikation der Phillips-Kurven-Gleichung ist dabei von Land zu Land verschieden. So wird beispielsweise für Deutschland, Italien und die Niederlande eine „traditionelle keynesianische Phillips-Kurve“ (TKP) spezifiziert, für Länder wie Frankreich und Spanien hingegen eine „neukyenesianische Phillips-Kurve“ (NKP).

<sup>4</sup> Die Europäische Kommission nutzt hierfür den sogenannten CUBS-Indikator. Dieser beruht auf der Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe sowie auf Angaben zum Geschäftsklima im Dienstleistungssektor und in der Bauwirtschaft.

<sup>5</sup> Die NAWRU ist laut Definition der EU-Kommission nicht mit der „strukturellen Erwerbslosenquote“ gleichzusetzen (Havik et al. 2014). Während die NAWRU auch auf nicht-strukturelle Faktoren reagieren kann, basiert die „strukturelle Erwerbslosenquote“ gemäß der Kommission ausschließlich auf Faktoren wie beispielsweise institutionellen Bedingungen oder technologischen Veränderungen und unterliegt dadurch auch in Krisenzeiten vergleichsweise wenigen Schwankungen.

In der TKP Version wird die Veränderung der Lohninflationsrate  $\Delta\pi_t$  als Arbeitskostenindikator herangezogen und die Phillips-Kurven-Gleichung lautet:

$$\Delta\pi_t = \sum_{i=0}^L \beta_i (U_{t-i} - NAWRU_{t-i}) + \sum_{i=0}^K \gamma_i Z_{t-i} + \varepsilon_t^\pi. \quad (2.2-5a)$$

In der NKP Version hingegen wird ein Zusammenhang zwischen der Veränderung der realen Lohnstückkosten  $\Delta rulc_t$  und der Differenz von Erwerbslosenquote und NAWRU spezifiziert sowie eine verzögerte abhängige Variable hinzugefügt:

$$\Delta rulc_t = \alpha \Delta rulc_{t-1} + \sum_{i=0}^L \beta_i (U_{t-i} - NAWRU_{t-i}) + \sum_{i=0}^K \gamma_i Z_{t-i} + \varepsilon_t^\pi. \quad (2.2-5b)$$

Grundsätzlich basieren TKP und NKP auf dem gleichen theoretischen Fundament, sie unterscheiden sich allerdings hinsichtlich der zugrundeliegenden Annahmen für die Erwartungsbildung (TKP: statische/adaptive Erwartungen; NKP: rationale Erwartungen). Eine ausführliche Herleitung beider Phillips-Kurven-Gleichungen findet sich in Havik et al. (2014), so dass an dieser Stelle darauf verzichtet wird.<sup>6</sup> Je nach Land werden darüber hinaus gegebenenfalls zusätzliche „exogene“ Variablen  $Z_t$ , wie die Veränderung der Arbeitsproduktivität oder der Terms of Trade, mit in die Phillips-Kurven-Gleichung aufgenommen. Die Störgrößen  $\varepsilon_t^p$ ,  $\varepsilon_t^\mu$ ,  $\varepsilon_t^c$ ,  $\varepsilon_t^\pi$  werden jeweils als Realisationen von weißem Rauschen betrachtet und ihre Varianzen mit  $V^p$ ,  $V^\mu$ ,  $V^c$ ,  $V^\pi$  bezeichnet.

Das Modell, das zur Bestimmung der NAWRU genutzt wird, arbeitet folglich mit zwei Ideen, anhand derer die NAWRU aus den Zahlen zur Erwerbslosigkeit extrahiert bzw. gefiltert wird. Zum einen wird unterstellt, dass die NAWRU deutlich persistenter ist als der zyklische Teil, was durch die Ausgestaltung der Gleichungen 2.2-1 bis 2.2-4 erreicht wird. Zum anderen wird durch den Phillips-Kurven-Zusammenhang (2.2-5a bzw. 2.2-5b), von dem die NAWRU auch ihren Namen erhalten hat, angenommen, dass nur der zyklische Teil der Erwerbslosigkeit die Preis- bzw. Lohnentwicklung beeinflusst. Das Gleichungssystem (2.2-1) – (2.2-5) wird schließlich als Zustandsraummodell formuliert und die Parameter mit der Maximum-Likelihood-Methode mit Hilfe eines diffusen Kalman-Filters geschätzt. Bei der Schätzung wird allerdings der Parameterraum eingeschränkt („bounded“ Maximum-Likelihood-Schätzung). Solche Einschränkungen erfolgen, um zum Beispiel die Stationarität eines Modells sicher zu stellen oder ökonomische Überlegungen in die Schätzung einfließen zu lassen. Hierzu werden insbesondere die Varianzparameter eingeschränkt, da die Daten bei der Schätzung von Zustandsraummodellen bei trendbehafteten Zeitreihen häufig wenig informativ sind und daher verschiedene Lösungen quasi gleichermaßen unterstützen (vgl. Fußnote 12 in Abschnitt 2.3). Die Ergebnisse der bounded Maximum-Likelihood-Schätzung werden allerdings nicht direkt übernommen, sondern noch durch das sogenannte Ankerverfahren modifiziert.

### *Das Ankerverfahren*

Ausgangspunkt des Ankerverfahrens ist die Überlegung, dass strukturelle Veränderungen einen Einfluss auf die NAWRU nehmen sollten. In vielen Ländern des Euroraums hat es in jüngerer Zeit Struktur-reformen am Arbeitsmarkt gegeben. Diese beeinflussen aber das Arbeitsmarktergebnis nur allmählich, so dass die Vermutung besteht, dass die NAWRU durch die Reformen eigentlich niedriger sein dürfte als aus den am aktuellen Rand vorliegenden Schätzungen hervorgeht.

---

<sup>6</sup> Aus theoretischer Sicht ist allerdings unklar, warum für einige Länder die TKP und für andere die NKP herangezogen wird. Daher dürften z.B. deutlich prozyklische Schätzergebnisse für einige Länder zu einer Umstellung von der TKP zu der NKP geführt haben.

Da Strukturveränderungen am Arbeitsmarkt berücksichtigt werden sollen, bevor sie in den Zahlen zur Arbeitslosigkeit sichtbar werden, besteht nun die Frage, wie man den vermuteten Zusammenhang operationalisieren kann. Dazu werden zunächst Indikatoren identifiziert, die strukturelle Einflussfaktoren auf den Arbeitsmarkt abbilden können. Berücksichtigung finden die Gewerkschaftsdichte, die Lohnersatzrate im Falle der Arbeitslosigkeit und die Belastung des Faktors Arbeit durch Steuern und Abgaben („labour tax wedge“). Diese strukturellen Faktoren dürften die Arbeitslosigkeit erhöhen. Ferner wird aktive Arbeitsmarktpolitik als Variable berücksichtigt, die die Arbeitslosigkeit mindern dürfte (Hristov et al. 2017).

In einem von Orlandi (2012) vorgeschlagenen Verfahren werden diese Indikatoren als Regressoren einer Panelregression herangezogen, in der die NAWRU der alten Mitgliedsländer als abhängige Variable dient. Zudem werden zyklische Indikatoren als Kontrollvariablen genutzt, da die NAWRU-Schätzung gegebenenfalls zyklischen Einflüssen unterliegt, die das Ergebnis zu den strukturellen Indikatoren nicht beeinflussen sollen. Zudem werden länderspezifische Effekte in der Panelregression berücksichtigt.

Die Ankerwerte für die einzelnen Länder werden ermittelt, indem die geschätzten Koeffizienten mit dem jüngsten Stand der strukturellen Variablen verbunden werden, so dass Strukturreformen, die z.B. die Lohnersatzrate reduziert haben, direkt auf den Anker wirken. Die zyklischen Variablen werden durch länderspezifische Mittelwerte ersetzt und der länderspezifische Effekt wird hinzu addiert. Der Anker wird schließlich in die NAWRU-Schätzung eingebunden, indem unterstellt wird, dass nach einer Konvergenzphase, deren Länge für jedes Land anhand einer einfachen (linearen) Konvergenzregel bestimmt wird,<sup>7</sup> die NAWRU dem aktuell gemessenen Ankerwert entspricht. Dies lässt sich im Rahmen des Zustandsraummodells der NAWRU-Schätzung implementieren, wobei im Glättungsschritt von dem genannten Punkt zurückgerechnet wird. Details sind in Hristov et al. (2017) beschrieben.

Die Idee des Ankerverfahrens ist somit, dass die NAWRU zwar von der strukturellen Erwerbslosenquote abweicht, aber die Tendenz hat, zu dieser zu konvergieren. Verändert sich aktuell der strukturelle Wert, dann sollte dies unter der No-change-Annahme dazu führen, dass sich die NAWRU über kurz oder lang an diesen Wert anpasst. Idealtypisch findet also eine Fehlerkorrektur durch eine Reaktion der NAWRU statt, wenn strukturelle Werte und NAWRU auseinanderlaufen.

Die Überlegungen zum Ankerverfahren sind durchaus plausibel. Das Verfahren dahingehend zu verbessern, dass aktuelle Strukturreformen sofort Eingang in die Schätzung der NAWRU nehmen, könnte Revisionen verringern und die Präzision der NAWRU-Schätzung erhöhen. Allerdings ist es dafür von großer Bedeutung, dass die vielfältigen Annahmen, die dem Vorgehen zugrunde liegen, gerechtfertigt sind. In Abschnitt 2.2.3 werden daher verschiedene Tests und Überprüfungen des derzeitigen Vorgehens vorgenommen.

## 2.2.2 Sensitivität der NAWRU Schätzung

Bei der Schätzung der NAWRU setzt die Kommission mehrere Annahmen und Restriktionen. Zwar sind gewisse Annahmen und Restriktionen bei einer solchen Schätzung unvermeidlich und die vorgenommenen aktuellen Einstellungen bei der Schätzung sind beispielsweise jeweils im Spezifikations-Tabellenblatt des online verfügbaren GAP-Tools einsehbar. Die Sensitivität der Ergebnisse in Bezug auf diese Annahmen und Restriktionen dürfte allerdings für die meisten Anwender wenig offensichtlich sein. Im

---

<sup>7</sup> Für eine Beschreibung der Konvergenzregel siehe Orlandi (2013). Eine Übersicht der (Pseudo-)Echtzeit-Ankerwerte für verschiedene Länder und der entsprechenden Konvergenzhorizonte ist in Tabelle A-3.2-1 im Appendix zu finden.

Folgenden wird exemplarisch für drei Länder (Deutschland, Italien und Spanien) gezeigt, dass in einigen Fällen relativ unscheinbar wirkende Änderungen bei den Einstellungen merklich andere Ergebnisse zur Folge haben können. Zur Verdeutlichung dieser Aspekte wird immer die Schätzung der NAWRU ohne Konvergenzpfad zum Ankerwert herangezogen.

### 2.2.2.1 Veränderung der Varianzbegrenzungen

Bei der Schätzung der NAWRU werden unter anderem Unter- und Obergrenzen für die Varianzen der Störgrößen festgelegt (vgl. Tabelle 2.2-1). Fioramanti (2016) konstatiert, dass minimale Änderungen bei diesen Grenzen sehr große Änderungen bei der NAWRU hervorrufen können. Schätzt man beispielsweise für Italien die NAWRU mit dem Datenstand vom Herbst 2017 und der Spezifikation vom Herbst 2017, wendet jedoch beispielsweise die festgelegten Varianzbegrenzungen vom Herbst 2014 an, so ergibt sich eine Schätzung, die deutlich vom Ergebnis der Original-Spezifikation abweicht (Abbildung 2.2-1, mittlere Grafik). Am aktuellen Rand beträgt der Unterschied rund 1 Prozentpunkt. Interessanterweise ist das Resultat dieser Schätzung mit den nur geringfügig anderen Varianzbegrenzungen sehr ähnlich dem Resultat einer Schätzung komplett ohne Varianzbegrenzungen. Diese Schätzungen sind nicht unbedingt sehr plausibel. Hristov und Roeger (2017) argumentieren, dass eine Schätzung ohne Varianzbegrenzungen oftmals in einer nicht-stationären Zykluskomponente resultiert, was der allgemeinen Intuition widersprechen dürfte. Allerdings demonstrieren diese Beispiele deutlich die starke Sensitivität der NAWRU-Schätzungen gegenüber geringfügig veränderten Restriktionen. Eine mögliche Ursache ist das sogenannte Pile-up-Problem, das bei Maximum-Likelihood-Schätzungen von Unobserved Components Modellen auftreten kann und das Laubach (2001) auch im Zusammenhang mit der NAWRU schildert. Ein Lösungsansatz wäre es, die Maximum-Likelihood-Schätzung durch andere Schätzansätze zu ersetzen (vgl. Abschnitt 5.1).

**Tabelle 2.2-1:**  
Varianzbegrenzungen bei der NAWRU-Schätzung

	$V^p$	$V^\mu$	$V^c$	$V^\pi$
Deutschland 2014H	[0.000; 0.050]	[0.010; 0.150]	[0.000; 0.513]	[0.000; 0.00054]
Deutschland 2017H	[0.050; 0.060]	[0.010; 0.150]	[0.000; 0.513]	[0.000; 0.00054]
Italien 2014H	[0.000; 0.080]	[0.000; 0.020]	[0.001; 0.115]	[0.000; 0.00082]
Italien 2017H	[0.000; 0.100]	[0.023; 0.035]	[0.000; 0.130]	[0.000; 0.00082]
Spanien 2014H	[0.000; 0.150]	[0.140; 0.150]	[0.000; 1.350]	[0.000; 0.00042]
Spanien 2017H	[0.000; 0.170]	[0.150; 0.170]	[0.000; 1.050]	[0.000; 0.00042]

In eckigen Klammern: Jeweilige Untergrenze und Obergrenze. — H = Herbst.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*.

Für Deutschland sind im Gegensatz zu Italien die aktuell festgelegten Varianzbegrenzungen weniger oft bindend (bei der Schätzung vom Herbst 2017 nur die Untergrenze für  $V^p$ ). Daher sind die Schätzungen basierend auf den Varianzbegrenzungen vom Herbst 2014 oder komplett ohne Varianzbegrenzungen in diesem Fall recht nahe an den offiziellen Ergebnissen (Abbildung 2.2-1, oben).

Für Spanien liegen die Schätzungen vom Herbst 2017 für die Varianzen  $V^p$ ,  $V^\mu$  und  $V^c$  allerdings jeweils an der festgelegten Obergrenze. Schätzt man die NAWRU nun basierend auf den Varianzbegrenzungen vom Herbst 2014, so liegt die Schätzung für  $V^p$  und für  $V^c$  wieder jeweils an der festgelegten Obergrenze, die Schätzung für  $V^\mu$  jedoch an der festgelegten Untergrenze. Bedingt durch

die hinreichend eng gewählten Grenzen zeigt die daraus resultierende NAWRU-Schätzung daher auch kein fundamental anderes Bild als die Original-Schätzung (Abbildung 2.2-1, unten). Schätzt man die NAWRU für Spanien komplett ohne Varianzbegrenzungen, so ergibt sich ein Wert für  $V^M$  von null und für  $V^P$  von annähernd null. Sämtliche Variation wird also der Zykluskomponente zugeschlagen; die NAWRU hingegen weist keine Dynamik auf und verbleibt auf einem fixen Wert von knapp 13 Prozent.

### 2.2.2.2 Interzept in der Phillips-Kurve vs. Interzept im Zyklus

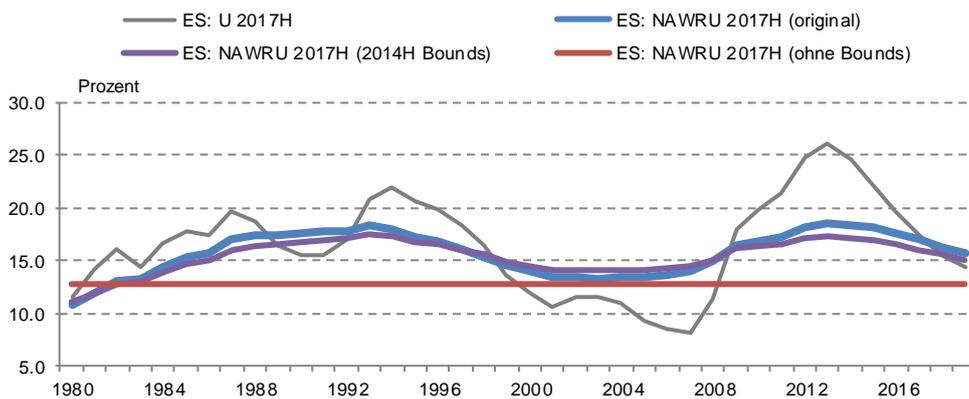
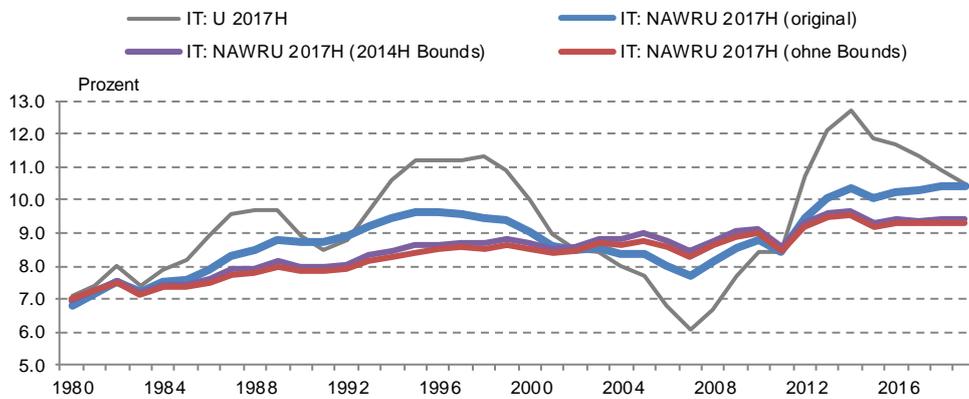
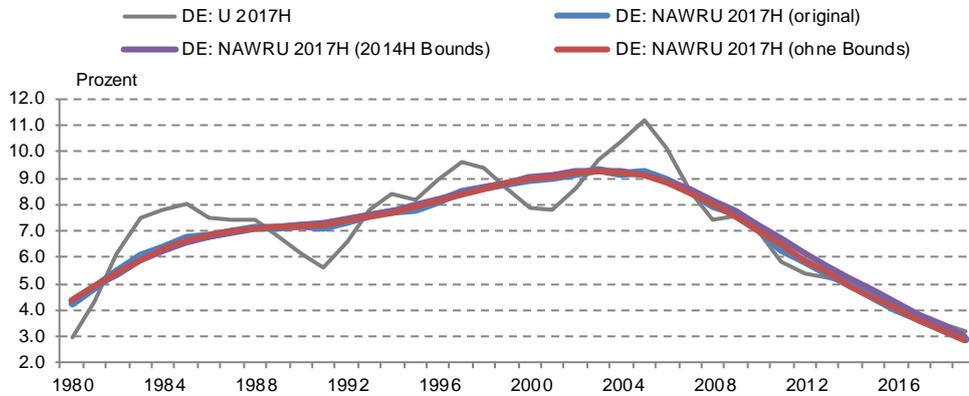
Das Gleichungssystem (2.2-1)–(2.2-5) ist der Einfachheit wegen im obigen Abschnitt ohne Interzept notiert. Bei der Schätzung wird aber entweder ein Interzept in der Phillips-Kurven-Gleichung (2.2-5a bzw. 2.2-5b) zugelassen und kein Interzept bzw. Interzept = 0 in der Zyklusgleichung (2.2-4) gesetzt. Oder es wird alternativ ein Interzept in der Zyklusgleichung zugelassen und kein Interzept bzw. Interzept = 0 in der Phillips-Kurven-Gleichung gesetzt. Beide Spezifikationen sind beobachtungsgleich. Die Likelihood des Modells verändert sich also nicht, wenn man das Modell mit einem Interzept im Zyklus oder in der Phillips-Kurven-Gleichung schätzt. Das bedeutet, dass das zuvor beschriebene Modell die Erwerbslosenquote  $U_t$  zwar in eine Trendkomponente und eine Zykluskomponente zerlegt, das jeweilige Niveau von Trend und Zyklus durch das Modell jedoch nicht direkt bestimmt ist. Durch eine der beiden oben erwähnten Setzungen lässt sich das Niveau der beiden nicht-beobachtbaren Größen schließlich eindeutig fixieren. Die Daten sind aber bei der Entscheidung über die Setzung nicht informativ; diese muss anhand anderer – zum Beispiel ökonomischer oder politökonomischer – Überlegungen erfolgen.

Die jeweilige von der Kommission angewandte Setzung variiert zwischen den Ländern. Für Länder wie Spanien und Frankreich (jeweils NKP) wird ein Interzept in der Phillips-Kurven-Gleichung zugelassen. Umgekehrt bedeutet das folglich, dass für die Zyklusgleichung eine Konstante von null unterstellt wird. Ökonomisch gesehen hat man also die Vorstellung, dass der Zyklus im Mittel gleich null ist (d.h. der Mittelwert des Trends/der NAWRU entspricht dem Mittelwert der Erwerbslosenquote). Darüber hinaus erlaubt man durch das Interzept in der Phillips-Kurven-Gleichung (2.2-5b) einen möglichen Trend bei den realen Lohnstückkosten. Für Italien und Deutschland (jeweils TKP) spezifiziert die Kommission hingegen ein Interzept in der Zyklusgleichung (2.2-4). Man hat also a priori die Vorstellung, dass der Zyklus im Mittel ungleich null ist. Die Nullrestriktion auf das Interzept in der Phillips-Kurven-Gleichung (2.2-5a) bedeutet hingegen, dass man keine durchschnittliche Be- oder Entschleunigung bei der Lohndynamik vorsieht.

Die gewählte Setzung kann unter Umständen einem merklichen Einfluss auf die NAWRU haben. Im Falle von Italien (Interzept in der Zyklusgleichung) ergibt sich ein Mittelwert des Zyklus von rund 0,4. Im Umkehrschluss bedeutet dieser positive Mittelwert des Zyklus einen merklich niedrigeren Trendverlauf als unter der Annahme eines Zyklus mit Mittelwert null (Abbildung 2.2-2, mittlere Grafik). Für Deutschland sind die Unterschiede zwischen den beiden Setzungen geringer. Die Schätzung mit Interzept in der Zyklusgleichung ergibt einen Mittelwert des Zyklus von gut 0,1. Dementsprechend ist der Trend nur geringfügig niedriger als bei einer Schätzung mit einem Interzept in der Phillips-Kurven-Gleichung (Abbildung 2.2-2, oben).

Eine Nullrestriktion auf das Interzept in der Zyklusgleichung dürfte für die Zwecke der Potenzialschätzung deutlich plausibler sein. Ein Mittelwert von null bei der Zykluskomponente steht im Einklang mit einem Mittelwert von null bei der Produktionslücke, welcher insbesondere aus finanzpolitischen Gesichtspunkten erstrebenswert ist. Die Kommission hingegen sieht bisher die TKP Version mit Interzept

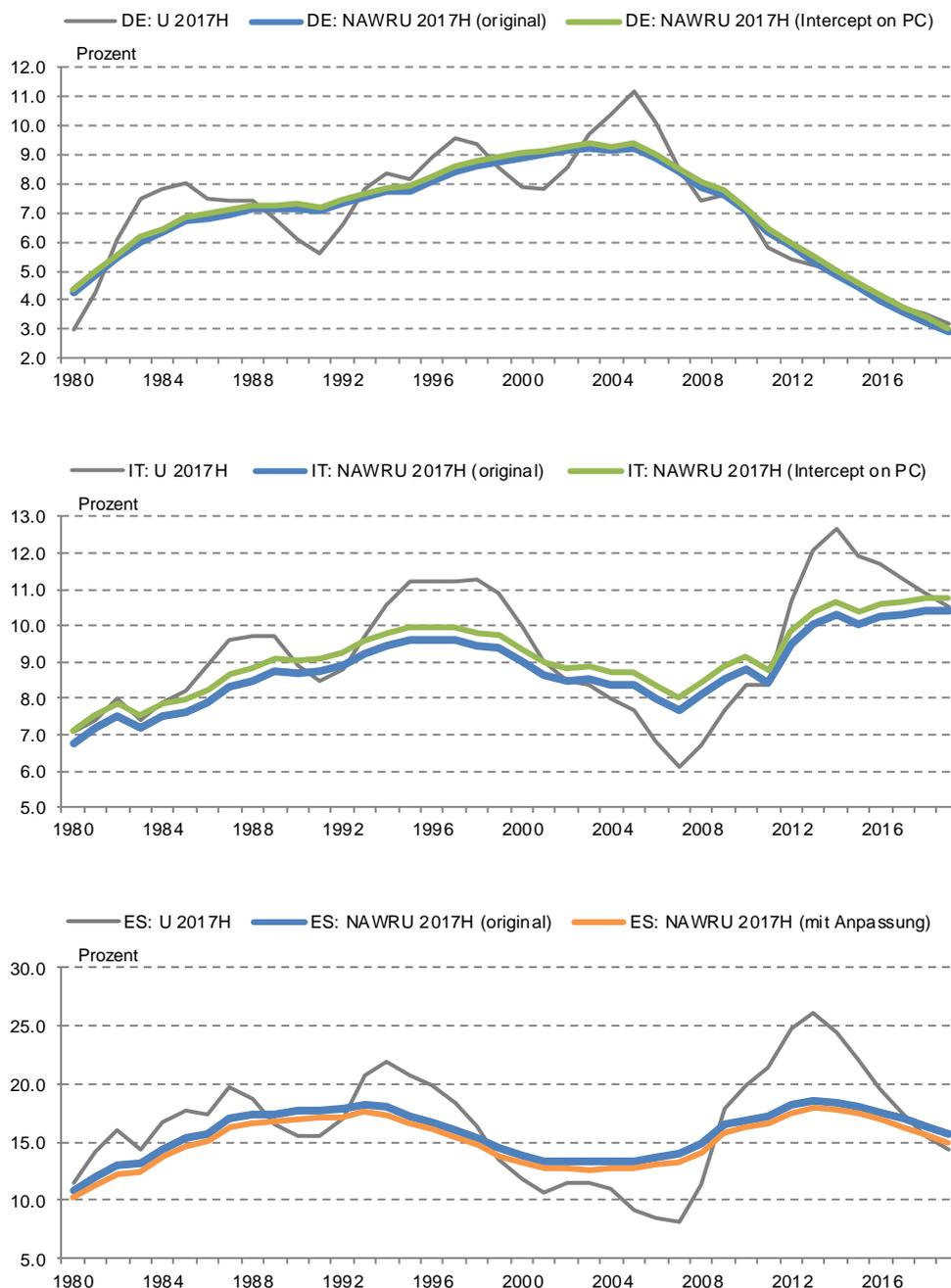
**Abbildung 2.2-1:  
NAWRU Sensitivitätsanalyse: Veränderung der Varianzbegrenzungen**



U: Erwerbslosenquote. Original: Offizielle NAWRU Schätzung Herbst 2017 (ohne Konvergenzpfad zum Ankerwert). Ohne Bounds: Keine Varianzbegrenzungen. 2014H Bounds: Varianzbegrenzungen wie in der Schätzung vom Herbst 2014. DE: Deutschland. IT: Italien. ES: Spanien.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*, eigene Berechnungen.

Abbildung 2.2-2:  
NAWRU Sensitivitätsanalyse: Interzept in der Phillips-Kurve



U: Erwerbslosenquote. Original: Offizielle NAWRU Schätzung Herbst 2017 (ohne Konvergenzpfad zum Ankerwert). Intercept on PC: Interzept in Phillips-Kurve. DE: Deutschland. IT: Italien. ES: Spanien. Anpassung: Nachträgliche Anpassung der NAWRU bei der NKP Version (siehe Havik et al. 2014; Anpassungsfaktor für Spanien: -0.67).

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; eigene Berechnungen.

in der Zyklusgleichung als eine Art Benchmark an. Um zu gewährleisten, dass das durchschnittliche Niveau der Schätzungen mit Interzept in der Phillips-Kurven-Gleichung dem einer Schätzung mit Interzept in der Zyklusgleichung entspricht, gleicht sie zudem die NAWRU für NKP-Länder wie Frankreich und Spanien mit einem aus der Differenz beider Schätzungen abgeleiteten Anpassungsfaktor an („post-estimation adjustment“). Dieser Anpassungsfaktor beträgt für Frankreich -0,26 Prozentpunkte, für Spanien sogar -0,67 Prozentpunkte (Abbildung 2.2-2, unten). Konkret bedeutet das also, dass die NAWRU Schätzung für diese Länder nachträglich nach unten korrigiert wird.<sup>8</sup> Es zeigt sich, dass dieses Vorgehen der Kommission für den Durchschnitt der EU-15 Gruppe tatsächlich zu einer merklichen negativen Verzerrung bei der Schätzung der Produktionslücke führt (siehe in diesem Zusammenhang auch die Diskussion in Mc Morrow et al. 2015). Durch eine generelle Zentrierung der NAWRU mit einem Mittel von null bei der Zykluskomponente könnte diese Verzerrung behoben werden.

### 2.2.3 Zu den Annahmen des Ankerverfahrens

#### 2.2.3.1 Die Eigenschaften der Panelregression zur Bestimmung der Ankerwerte

Die Ankerwerte werden auf Basis einer Panelregression für die NAWRU berechnet, die 13 Mitgliedsländer umfasst und Daten ab dem Jahr 1985 berücksichtigt. Für die Bewertung einer Regression sind die Schätzresiduen von herausragender Bedeutung. Es zeigt sich, dass die aktuelle Regression für viele Länder Residuen aufweist, die augenscheinlich einen zeitlichen Trend aufweisen. Als Beispiel können hier die Residuen für Dänemark und das Vereinigte Königreich dienen (Abbildung 2.2-3, links). Zugleich gibt es auch Länder für die die Residuen nahezu stationär sein dürften (Abbildung 2.2-3, rechts).<sup>9</sup> Paneltests auf Einheitswurzel, die als Nullhypothese haben, dass alle Länder Residuen mit Einheitswurzel aufweisen, liefern keine eindeutigen Ergebnisse. Es lässt sich somit festhalten, dass zumindest für einige Länder die Residuen stochastische Trends aufweisen dürften.<sup>10</sup> Dies hat zunächst merkliche Konsequenzen für die Bestimmung der länderspezifischen Effekte, die zum Ankerwert dazugezählt werden. Diese können mit den vorliegenden Daten und dem vorliegenden Modell offenbar nicht stabil geschätzt werden. Ferner steht die Qualität der Schätzung der strukturellen Einflussfaktoren im Zweifel. Daher führen wir eine zweite Schätzung des Panelmodells durch, das nur Daten bis 2006 berücksichtigt. Bemerkenswerterweise sind viele geschätzte Koeffizienten der kleineren Stichprobe sehr ähnlich zu denen der gesamten Stichprobe (Tabelle 2.2-2). In mehreren Fällen liegen die geschätzten Koeffizienten der gesamten Stichprobe im 2-Standardabweichungen-Konfidenzband der Koeffizienten der kleineren Stichprobe (z.B. Lohnersatzrate) bzw. weisen immerhin die gleiche Größenordnung auf (Abgabenlast und Arbeitsmarktpolitik). Diese Ergebnisse waren a priori mit Blick auf die Residuen nicht unbedingt zu erwarten. Offenbar wird durch die Querschnittsdimension, auch wenn es sich nur um 13

---

<sup>8</sup> Eine Korrektur der NAWRU nach oben durch einen positiven Anpassungsfaktor, der für einige Länder resultieren würde, wird von der EU-Kommission hingegen nicht vorgenommen. Begründet wird dies mit der geringen Anzahl von Fällen und quantitativ wenig bedeutsamen positiven Anpassungsfaktoren (Havik et al. 2014).

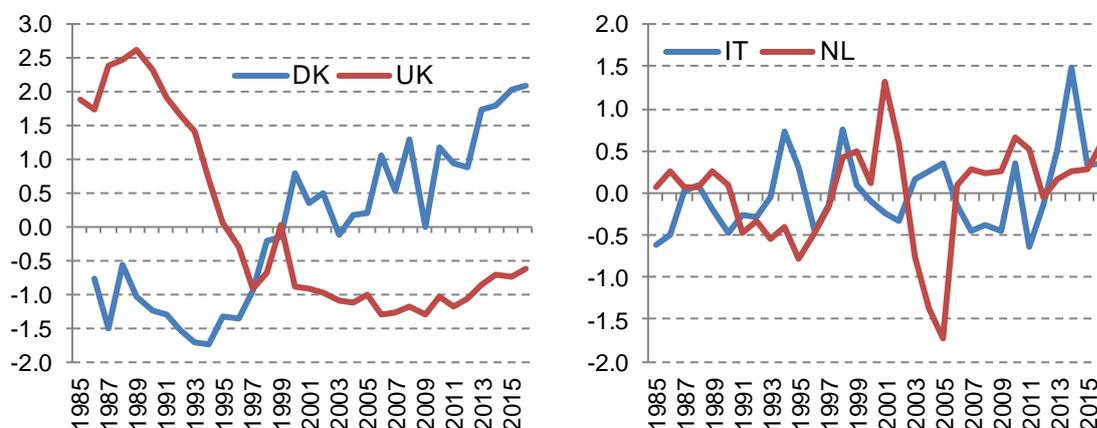
<sup>9</sup> An dieser Stelle verzichten wir wegen der geringen Zahl der Beobachtungen pro Land auf asymptotische Tests auf Einheitswurzeln.

<sup>10</sup> Der Test erlaubt nicht für deterministische Zeittrends in den Residuen. Die Hinzunahme solcher Trends würde zugleich die Frage aufwerfen, warum der Trend über die Zeit steigt oder sinkt und ob mit einem Anhalten des Trends in Zukunft zu rechnen ist. Da eine solche Interpretation deterministischer Trends nicht geleistet werden kann, werden sie hier nicht betrachtet. Das Vorkommen deterministischer Trends würde vielmehr auch die Frage der Verlässlichkeit der Ankerwerte aufwerfen, ebenso wie das Vorkommen stochastischer Trends. Es ist allerdings durchaus möglich, dass zusätzliche strukturelle Variablen das Trendverhalten der Residuen abbilden könnten. Dies bleibt ein Gegenstand zukünftiger Forschung.

Länder handelt, die Regression stabilisiert. Der Koeffizient für die Gewerkschaftsdichte weicht allerdings erheblich ab.

In der Summe zeigt die Kontrollregression mit dem kleineren Datensatz, dass der Einfluss der strukturellen Variablen auf die NAWRU durchaus anhand einer Panelregression erfasst werden kann. Die Größenordnungen der meisten Schätzkoeffizienten haben sich nicht stark verändert. Allerdings sagt dies nichts über die Qualität des Ankerverfahrens aus, da der Ankerwert in erheblichem Maße von den länderspezifischen Effekten abhängt. Diese können angesichts der Instationarität der Residuen nicht stabil geschätzt werden.

**Abbildung 2.2-3:**  
Residuen der Panelregression (ausgewählte Länder)



Links: Dänemark und Vereinigtes Königreich. Rechts: Italien und die Niederlande.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

**Tabelle 2.2-2:**  
Schätzergebnisse der Panelregressionen für verschiedene Stützzeiträume

Variablen	Daten bis 2016	Daten bis 2006
Bautätigkeit	-0.603*** (0.057)	-0.649*** (0.073)
Realzins	0.125*** (0.029)	0.117*** (0.035)
TFP	-0.119*** (0.031)	-0.206*** (0.052)
<b>Gewerkschaftsdichte</b>	<b>0.029** (0.012)</b>	<b>0.096*** (0.014)</b>
<b>Abgabenlast</b>	<b>0.239*** (0.021)</b>	<b>0.317*** (0.024)</b>
<b>Arbeitsmarktpolitik</b>	<b>-0.057*** (0.004)</b>	<b>-0.046*** (0.004)</b>
<b>Lohnersatzrate</b>	<b>0.054*** (0.012)</b>	<b>0.070*** (0.015)</b>
Beobachtungen	415	298
R <sup>2</sup>	0.613	0.731
Anzahl Länder	13	13

Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

### 2.2.3.2 Fehlerkorrekturmodell: Ist die Annahme der Konvergenz der NAWRU gerechtfertigt?

Um die Eignung des Ankerverfahrens zu analysieren spezifizieren wir im Folgenden ein sogenanntes Fehlerkorrekturmodell. Angesichts der Implementierung des Ankers und der Schätzung mit Niveauvariablen wird unterstellt, dass es eine Langfristbeziehung zwischen Strukturvariablen und der NAWRU gibt, wobei die NAWRU bei Abweichungen von dieser Langfristbeziehung reagiert und sich mittel- bis langfristig an den Ankerwert annähert. Ob ein solches Verhalten der NAWRU, also die Rückkehr zu ihren strukturellen Werten, von den Daten gestützt wird, kann in Form eines Fehlerkorrekturmodells auf Basis des bestehenden Datensatzes getestet werden. Sofern Evidenz für eine Fehlerkorrektur vorliegt, spräche dies für die Annahme, dass die NAWRU zum Ankerwert konvergiert.

Als abhängige Variable im Fehlerkorrekturmodell werden die ersten Differenzen der NAWRU herangezogen, als Langfristbeziehung werden die verzögerte NAWRU und der verzögerte Ankerwert genutzt:

$$\Delta NAWRU_t = \alpha(NAWRU_{t-1} - \beta Anker_{t-1}) + \dots + u_t. \quad (2.2-6)$$

Der Ankerwert wird dabei aus den Koeffizienten der zuvor diskutierten Panelschätzung, den entsprechenden länderspezifischen Effekten, den strukturellen Variablen und den Mittelwerten der Konjunkturvariablen berechnet. Als Kontrollvariablen auf der rechten Seite der Gleichung werden zusätzlich verzögerte erste Differenzen der NAWRU sowie die Konjunkturvariablen – kontemporär wie verzögert – aufgenommen.

Die Schätzung des Modells ergibt einen kontraintuitiven Koeffizienten für die vermutete Langfristbeziehung zwischen NAWRU und Anker (Tabelle 2.2-3). Dieser lässt sich als negativer Quotient der Koeffizienten des verzögerten Ankers und der verzögerten Niveauvariable berechnen. Es ergibt sich ein Wert von -1,38 (=  $[-0,161]/[-0,116]$ ), wobei die vollständige Anpassung der NAWRU an den Anker einen Wert von +1 implizieren würde. Die Hypothese, dass der Wert null ist, kann zu keinem gängigen Signifikanzniveau verworfen werden. Das bedeutet, dass es aus Sicht des Modells keine signifikante Reaktion der NAWRU auf den Ankerwert gibt. Die Annahme, dass die NAWRU mittel- bis langfristig zum Ankerwert konvergiert, stünde dazu im Widerspruch.<sup>11</sup>

In der Summe werfen die Ergebnisse des Fehlerkorrekturmodells und die Instationarität der Residuen die Frage auf, ob eine Konvergenz zum Ankerwert erwartet werden kann. Es erscheint theoretisch durchaus plausibel, dass strukturelle Variablen Einfluss auf die NAWRU haben. Die Regressionsergebnisse stützen diese Sicht. Zugleich muss aber in den Blick genommen werden, dass der Anker nicht nur von den strukturellen Variablen abhängt, sondern die länderspezifischen Effekte eine bedeutende Rolle spielen. Da letztere offenbar nicht stabil geschätzt werden können, ist das derzeitige Konzept des Ankers fragwürdig. Anders gesagt: da die Residuen in vielen Fällen nicht stationär sind, ist die Annahme, dass ein auf historischen Werten basierender Anker Aussagekraft für die aktuelle NAWRU hat, kaum zu halten. Es ist zumindest nicht auszuschließen, dass die aktuellen Zahlen informativer für den Fortgang der NAWRU sind als die Ankerwerte.

In Abschnitt 5.1.4 des Gutachtens wird daher ein alternatives Verfahren vorgeschlagen, wie die Ergebnisse struktureller Reformen bei der NAWRU-Schätzung berücksichtigt werden könnten.

---

<sup>11</sup> Die Hypothese, dass eine 1:1 Langfristbeziehung besteht (der Quotient der beiden Koeffizienten also gleich 1 ist), kann allerdings aufgrund der großen Standardfehler der Regression auch nur zu einem Signifikanzniveau von 10 % verworfen werden.

**Tabelle 2.2-3:**  
**Schätzergebnisse des Fehlerkorrekturmodells der NAWRU**

	Koeffizient	Standardfehler
<b>NAWRU (-1)</b>	<b>-0.116*</b>	<b>(0.064)</b>
<b>Anker (-1)</b>	<b>-0.161</b>	<b>(0.141)</b>
D Nawru (-1)	0.193**	(0.077)
D Anker (-1)	-0.122*	(0.067)
TFP	0.007	(0.033)
TFP (-1)	0.005	(0.029)
Realzins	-0.015	(0.101)
Realzins (-1)	0.063	(0.112)
Bautätigkeit	-0.894*	(0.455)
Bautätigkeit (-1)	0.926*	(0.448)
Beobachtungen	398	
R <sup>2</sup>	0.429	
Anzahl Länder	13	

Robuste Standardfehler in Klammern. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

Quelle: Eigene Berechnungen.

## 2.3 Die Bestimmung des TFP Trends

Wie bei der NAWRU wird auch bei der TFP eine Trend-Zyklus-Zerlegung vorgenommen, um temporäre Fluktuationen von permanenten Änderungen unterscheiden zu können. Zur Bestimmung des TFP-Trends verwendet die Kommission aber ein bayesianisches Schätzverfahren. Auf dieses wird im Folgenden detailliert eingegangen.

### 2.3.1 Zur bayesianischen Schätzung

Die ursprüngliche Grundidee der Bayesianik besteht darin, eine Schätzung durch Kombination von Apriori-Wissen mit den vorliegenden Daten zu erreichen, während die klassische Statistik allein auf die Daten abstellt. Liegt tatsächlich Apriori-Wissen vor, ist seine Berücksichtigung als eine Stärke der Bayesianik zu verstehen. Die Umsetzung geschieht durch Setzung von Apriori-Verteilungen der unbekannt Parameter, im Folgenden auch Priors genannt. Besteht beispielsweise recht starkes Apriori-Wissen, dass ein Parameter in der Nähe des Wertes 5 liegen dürfte, kann ein Prior mit Mittelwert 5 und geringer Varianz spezifiziert werden. Ist dieses Apriori-Wissen dagegen sehr unsicher, wird eine große Varianz gewählt. Nach Hinzugabe der Daten ergibt sich dann eine Aposteriori-Verteilung, deren Mittelwert häufig – so auch im vorliegenden EU-Verfahren zur Bestimmung des TFP-Trends – als bayesianischer Punktschätzer verwendet wird.

Heutzutage wird die Bayesianik aber zumeist wegen anderer Vorzüge genutzt: sie erlaubt exakte Inferenz, während klassische Verfahren fast immer einen Rückgriff auf asymptotische Inferenz erfordern; und sie gelangt auch bei komplexen nichtlinearen Schätzproblemen häufig zu einer Lösung, während klassische iterative Suchverfahren in vielen Fällen nicht konvergieren, was zumeist daran liegt, dass die Daten allein nicht informativ genug sind. Diesen Vorteilen steht jedoch ein gewichtiger Nachteil entgegen. In vielen Fällen – und das EU-Verfahren zur Bestimmung des TFP-Trends dürfte dazu gehören – liegt wenig relevantes Apriori-Wissen vor, also Wissen, dass sich gerade nicht aus den vorliegenden Daten speist. In diesen Fällen lassen sich die Priors als Regularisierung des Schätzproblems verstehen.<sup>12</sup> Die Parameter der Priors (z.B. Mittelwert und Varianz) fungieren dann als Tuningparameter, die

<sup>12</sup> Regularisierung lässt sich in diesem Zusammenhang anhand eines einfachen Beispiels verstehen. Sind die vorhandenen Daten zur Inferenz eines interessierenden Parameters wenig informativ, so ist die Likelihood-Funktion

so gesetzt werden, dass sie wichtige Charakteristika der Daten reflektieren, aber auch zu einem plausiblen Schätzergebnis führen – wie auch immer Plausibilität definiert sein mag.

In komplexen Modellen existiert zudem regelmäßig keine analytische Lösung des bayesianischen Schätzproblems. In solchen Fällen kommen Simulationsverfahren zum Einsatz. Im vorliegenden EU-Verfahren zur Bestimmung des TFP-Trends wird ein *Metropolis-within-Gibbs*-Algorithmus verwendet, der leider nur unzureichend und mit kleineren Fehlern in Havik et al. (2014) beschrieben wird. Wir fügen daher im Anhang eine ausführliche Beschreibung unserer Implementierung bei (Appendix B).

### 2.3.2 Modell und Apriori-Verteilungen

Die Zerlegung der TFP in einen Trend  $p_t$  und einen Zyklus  $c_t$  im Verfahren der EU-Kommission basiert auf einem diffusen Kalman-Filter-Ansatz, der die zyklische Komponente der TFP mit dem Auslastungsgrad in der Volkswirtschaft, gemessen durch den CUBS-Indikator  $u_t$ , verknüpft. Die Beobachtungsgleichungen in logarithmierten Variablen ergeben sich als:

$$tfp_t = p_t + c_t \quad (2.3-1)$$

$$u_t = \mu_U + \beta c_t + e_{Ut} \quad (2.3-2)$$

$$e_{Ut} = \delta_U e_{Ut-1} + a_{Ut} \quad (2.3-3)$$

Gleichung (2.3-1) legt fest, dass sich Trend und Zyklus zur logarithmierten TFP addieren lassen. Insbesondere sind keine zufälligen Abweichungen zugelassen, so dass – bei glattem Trend – auch hochfrequente Änderungen der TFP („Rauschen“) letztlich dem Zyklus zugeschlagen werden. Gleichung (2.3-2) bestimmt, dass der zyklische CUBS-Indikator  $u_t$  eine lineare Funktion des Zyklus ist. Da der Indikator jedoch nicht exakt den TFP-Zyklus repliziert, werden zufällige Abweichungen  $e_{Ut}$  zugelassen. Die Eigenschaften dieser Abweichungen werden in Gleichung (2.3-3) modelliert. Für alle bis auf drei Länder nimmt die Kommission  $\delta_U = 0$  an, was  $e_{Ut} = a_{Ut}$  impliziert. Da  $a_{Ut}$  als seriell unkorrelierte, normalverteilte Störgröße aufgefasst wird, lassen sich die Abweichungen des CUBS-Indikators von der linearen Funktion des Zyklus als unsystematisches und damit unprognostizierbares Rauschen interpretieren. Demgegenüber lässt die Kommission für Frankreich, Slowenien und Finnland  $\delta_U \neq 0$  zu, was die Möglichkeit autokorrelierter und damit prognostizierbarer Abweichungen eröffnet. Dies dürfte immer dann notwendig sein, wenn sich der CUBS-Indikator über mehrere Jahre hinweg systematisch vom Zyklus entfernt.

Der zweite Teil des Modells spezifiziert Trend und Zyklus als unbeobachtbare Komponenten („Zustände“) in sogenannten Zustandsgleichungen:

$$\Delta p_t = \mu_{t-1} \quad (2.3-4)$$

$$\mu_t = \omega(1 - \rho) + \rho\mu_{t-1} + a_{\mu t} \quad (2.3-5)$$

$$c_t = 2A \cos\left(\frac{2\pi}{\tau}\right) c_{t-1} - A^2 c_{t-2} + a_{ct} \quad (2.3-6)$$

---

in der Umgebung ihres Maximums extrem flach, so dass ein klassischer Maximum-Likelihood-Schätzer in Probleme gerät. Kombiniert man die Dateninformation der Likelihood-Funktion mit dem Apriori-Wissen des Priors, das zumindest gedanklich aus einer früheren Stichprobe stammen kann, so ergibt sich typischerweise eine stärkere Krümmung und daher ein besser identifiziertes Maximum der so definierten *gemeinsamen* Likelihood-Funktion der früheren und aktuellen Stichprobe.

Gleichung (2.3-4) bestimmt, dass nachfolgend Trendänderungen betrachtet werden, denn  $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$  ist die erste Differenz des TFP-Trends. Diese Änderungen folgen gemäß Gleichung (2.3-5) einem autoregressiven Prozess erster Ordnung, kurz: AR(1)-Prozess, mit einem von null verschiedenen Mittelwert  $\omega$ , der sich in der Regel als positiv herausstellen dürfte, und einem Persistenzparameter  $\rho$ , der auf den Bereich zwischen -1 und 1 restringiert ist, um Stationarität zu wahren. Dies impliziert, dass der TFP-Trend im Mittel mit der Steigung  $\omega$  zunimmt, systematische Abweichungen davon aber zugelassen sind, so dass die Trendänderungen umso persistenter um ihren Mittelwert  $\omega$  fluktuieren, je näher der Persistenzparameter  $\rho$  dem Wert 1 kommt. Dadurch wird erreicht, dass der Trend einem Random Walk mit variablem Drift entspricht. Ohne Schocks hätte er die Gestalt einer Gerade mit Steigung  $\omega$ , da aber empirisch immer wieder Schocks beobachtet werden, verschiebt sich diese Gerade jeweils und weist nur im Durchschnitt die Steigung  $\omega$  aus. Auf diese Weise wird zugelassen, dass Schocks permanente Effekte auf das Niveau der TFP besitzen. Bei der Interpretation von  $\omega$  ist zu bedenken, dass alle Variablen in Logarithmen angegeben sind, so dass  $\omega$  als durchschnittliche Trendwachstumsrate der (nicht logarithmierten) TFP aufgefasst werden kann.

Gleichung (2.3-4) legt fest, dass die zyklische Komponente einem AR(2)-Prozess folgt. Die spezifische Schreibweise stellt sicher, dass dieser Prozess die Eigenschaft der Zyklizität besitzt. Dies bedeutet, dass Schocks  $a_{ct}$  gedämpfte, harmonische Schwingungen mit vorgegebener Periodizität  $\tau$  und Amplitude  $A$  erzeugen.<sup>13</sup> Dabei wird die Dämpfung durch  $A$  gesteuert (0 entspricht einer maximalen Dämpfung, 1 überhaupt keiner Dämpfung).

Die Fehlerterme  $a_{Ut}$ ,  $a_{\mu t}$  und  $a_{ct}$  sind per Annahme normalverteilt mit Erwartungswert 0 und Varianz  $V_U$ ,  $V_\mu$  bzw.  $V_C$ . Die Modellparameter werden in  $\theta = (\omega, \rho, V_\mu, A, \tau, V_C, \mu_U, \beta, \delta_U, V_U)$  zusammengefasst und das Modell wird bayesianisch mit den in Tabelle 2.3-1 aufgeführten marginalen Priors  $\theta$  geschätzt. (Im Folgenden bezieht sich ein Index 0 an einem Parameter auf diese Priors.)

**Tabelle 2.3-1:**  
**Marginale Apriori-Verteilungen der Modellparameter**

Parameter	Verteilung	Mittelwert	Standardabw.	Untere Grenze	Obere Grenze
$\omega$	Normal	0.015	0.01	0	0.03
$\rho$	Normal	0.8	0.24	0	0.99
$A$	Beta	0.42	0.17	0	1
$\tau$	Beta	8	3.5	2	32
$\mu_U$	t	0	0.03	-0.1	0.1
$\beta$	t	1.4	0.7	0	5
$\delta_U$	Normal	0	0.4	0	0.99

Quelle: Havik et al. (2014).

Die einzelnen Priors sind unabhängig voneinander mit der Ausnahme, dass  $\mu_U$ ,  $\beta$  und  $V_U$  einer gemeinsamen Normalinversgamma-Verteilung folgen. Sie erscheinen vielfach – aber durchaus nicht immer – plausibel gewählt zu sein, wie die folgende Diskussion zeigt:

- Die durchschnittliche jährliche Zuwachsrate der TFP  $\omega$  ist a priori trunkiert normalverteilt mit einem Mittelwert von 1,5 Prozent, einer Untergrenze von 0 Prozent und einer Obergrenze von 3 Prozent pro Jahr. Für die Euroländer im betrachteten Zeitraum ist dies eine sinnvolle Annahme,

<sup>13</sup> Mathematisch lässt sich dies dadurch erklären, dass die charakteristische Gleichung zwei komplex-konjugierte Lösungen besitzt, die sich durch Sinus- bzw. Kosinusterme ausdrücken lassen.

denn eine sinkende TFP wird gewöhnlich nur in Rezessionen ausgewiesen und trendmäßige Zuwachsraten über 3 Prozent dürften in der Regel nur in aufholenden Volkswirtschaften zu beobachten sein.

- Der Persistenzparameter der Trendzunahme  $\rho$  wird als trunziert normalverteilt mit einem Mittelwert von 0,8 modelliert, was eine recht ausgeprägte Persistenz impliziert, sich aber dadurch rechtfertigen lässt, dass Ökonomien auch auf permanente wirkende Schocks (z.B. Technologieschocks) zumeist mit tragem Anpassungsverhalten reagieren. Die Grenzen von 0 und 0,99 implizieren, dass negative Autokorrelationen und damit oszillierendes Verhalten sowie nichtstationäre Zuwachsraten ausgeschlossen werden. Auch diese Setzungen sind im vorliegenden Modellrahmen als sinnvoll anzusehen.
- Für die Amplitude  $A$  des Zyklus wird eine Beta-Verteilung mit Grenzen 0 und 1 unterstellt, wodurch Stationarität sichergestellt ist, was geradezu als bestimmend für einen Zyklus und daher gerechtfertigt ist. Da  $A$  auch als Dämpfungsfaktor interpretiert werden kann, impliziert der Mittelwert von 0,42 eine recht deutliche jährliche Dämpfung, was wohl damit begründet werden kann, dass die Unterscheidung zwischen Zyklus und Trend ansonsten empirisch schwierig werden könnte. Eine gute Rechtfertigung des konkreten Werts von 0,42 ist uns zwar nicht bekannt, die in Tabelle 2.3-1 definierte Beta-Verteilung besitzt aber eine recht große Standardabweichung, so dass ein 90-Prozent-Wahrscheinlichkeitsintervall alle Werte zwischen 0,15 und 0,71 einschließt, was als nicht sehr restriktiv bezeichnet werden kann.
- Für die Periodizität  $\tau$  des Zyklus wird eine verallgemeinerte Beta-Verteilung mit Erwartungswert 8, Untergrenze 2 und Obergrenze 32 unterstellt. A priori wird unterstellt, dass der Zyklus eines Mitgliedslands 8 Jahre dauert, wobei Zykluslängen zwischen zwei und 32 Jahren erlaubt sind. Dies sind in der Konjunkturforschung weitgehend akzeptierte Werte.
- Der Parameter  $\mu_U$  steuert die mittlere Niveaushiftung zwischen CUBS-Indikator und Zyklus. Da der Zyklus annahmegemäß einen Mittelwert von null besitzt und der CUBS-Indikator die Abweichung von der Normalauslastung angibt, sollte der Parameter in großen Stichproben sehr nahe bei null liegen. Entsprechend ist es sinnvoll, den Erwartungswert des Priors auf null zu setzen. Insbesondere bei kurzen Stichproben sollte jedoch die Möglichkeit in Betracht gezogen werden, dass der CUBS-Indikator nicht genau auf null zentriert ist. Da die Richtung einer eventuellen Niveaushiftung a priori unklar ist, wird eine trunzierte t-Verteilung mit symmetrischer Ober- und Untergrenze von -0,1 bzw. 0,1 unterstellt. Stellt man in Rechnung, dass der Indikator prozentuale Abweichungen vom Normalniveau anzeigen soll, entsprechen die Grenzen einer Niveaushiftung von 10 Prozentpunkten, was keine starke Restriktion darstellen dürfte.
- Der Skalierungsfaktor  $\beta$  beschreibt, wie stark der CUBS-Indikator auf den Zyklus reagiert und kann letztlich nur empirisch motiviert werden. Die Kommission wählt als Prior eine trunzierte t-Verteilung mit Erwartungswert 1,4 sowie Ober- und Untergrenze von 0 bzw. 5. Letzteres dürfte angesichts der angesprochenen Konstruktion des CUBS-Indikators erneut nicht sonderlich restriktiv sein, denn ein Wert von null würde bedeuten, dass der CUBS-Indikator keine zyklische Information enthält, während ein Wert von 5 implizieren würde, dass der CUBS-Indikator fünfmal so stark im Zyklus schwankt wie das BIP. Negative Werte werden zu Recht ausgeschlossen, denn dann wäre der CUBS-Indikator antizyklisch und müsste als fehlerhaft bezeichnet werden. Problematisch ist jedoch die Setzung des Mittelwerts auf 1,4. Die Kommission gibt hierfür keine Begründung. Immerhin ist diese Setzung aufgrund der recht hohen Standardabweichung von 0,7 nicht sehr strikt. Dennoch erscheint es sinnvoll, sie im Rahmen der nachfolgenden Sensitivitätsanalyse genauer zu analysieren.

- Schließlich wird  $\delta_U$  für Frankreich, Slowenien und Finnland als trunziert normalverteilt modelliert mit Mittelwert null und Grenzen, die Stationarität erzeugen; für alle anderen Länder wird der Parameter auf null gesetzt. Die Kommission begründet ihr Vorgehen rein empirisch, um für diese Länder einen besseren Fit zu erreichen. Die Relevanz dieser Setzung wird in der nachfolgenden Sensitivitätsanalyse untersucht.
- Die Priors für die Varianzen der Fehlerterme werden als invers gammaverteilt mit – bis auf wenige Ausnahmen – sechs Freiheitsgraden angenommen und länderspezifisch kalibriert, ohne dass die Kommission näher ausführen würde, was damit gemeint sein könnte. Zu bedenken ist dabei, dass sich die „Glattheit“ des Trends nach der Varianz der Trendänderung bemisst, die wiederum von der Varianz  $V_\mu$  der unkorrelierten, normalverteilten Störgröße  $a_{\mu t}$  abhängt. Typischerweise wird erwartet, dass der Trend wesentlich glatter als der Zyklus verläuft, was sich am Verhältnis der Varianz  $V_\mu$  zu  $V_c$  ablesen lässt. Der Hodrick-Prescott (HP) Filter setzt – in einem wesentlich veränderten und dadurch nicht direkt vergleichbaren Modellrahmen – dieses auch *signal-to-noise ratio* genannte Verhältnis für Jahresdaten zumeist auf den Wert 1/100. Die von der Kommission gewählten Mittelwerte der Priors bewegen sich für viele Länder ebenfalls in dieser Größenordnung; teilweise gibt es jedoch auch größere Abweichungen, z.B. wird für Österreich ein Wert von etwa 1/20 festgelegt, für Belgien und Frankreich ein Wert von unter 1/1600. Es kann nur vermutet werden, dass diese Werte im Zuge eines „händischen“ iterativen Suchverfahrens so gesetzt wurden, dass die Schätzungen Ergebnisse lieferten, die der Kommission plausibel erschienen. Daher ist es dringend geboten, die entsprechenden Priors im Rahmen der nachfolgenden Sensitivitätsanalyse genauer zu analysieren.
- Auch die Varianz  $V_U$  hat eine spezifische Bedeutung. Je größer sie gewählt ist, desto stärker fällt die Streuung des CUBS-Indikators um den Zyklus aus, desto weniger zuverlässig ist der Indikator also. Da das Schätzverfahren dazu dient, diesen Zyklus aus dem Indikator zu extrahieren, wird diesem dann umso weniger Gewicht beigemessen. Große Werte für den Mittelwert des Priors für Länder wie Dänemark und Italien ( $V_U = 60 * 10^{-3}$ ) implizieren also, dass die Kommission einen von starkem Rauschen überlagerten Indikator vermutet, während ein kleiner Wert von  $V_U = 1 * 10^{-3}$  für Spanien bedeutet, dass sie von einem erheblich exakteren Indikator ausgeht. Erneut liefert die Kommission keine Begründung, weshalb auch hier eine Sensitivitätsanalyse angezeigt erscheint.

Ausgehend von diesen Priors erfolgt eine bayesianische Schätzung des Modells mit Hilfe eines *Metropolis-within-Gibbs*-Algorithmus. Appendix B enthält eine technische Beschreibung des Verfahrens, die zudem hilft, den diesem Bericht beigefügten Matlab-Code zu verstehen, der die Ergebnisse der EU-Kommission repliziert. An dieser Stelle sei lediglich festgehalten, dass die von der EU-Kommission verwendeten Priors vielfach als sinnvoll und naheliegend eingestuft werden können. In einigen Fällen fällt es jedoch schwer, zu einer schlüssigen Begründung zu gelangen außer derjenigen, dass es sich letztlich um Tuningparameter handelt, die „plausible“ Schätzergebnisse ermöglichen sollen. Die Sensitivität dieser Setzungen wird im folgenden Abschnitt diskutiert.

Zunächst sei jedoch der Versuch einer abwägenden Beurteilung des Modells und des bayesianischen Schätzverfahrens unternommen. Zu diesem Zweck ist es hilfreich, die Modellstruktur mit der des Hodrick-Prescott (HP) Filters zu vergleichen, da dieser häufig als Benchmark angeführt wird. Der HP-Filter basiert auf den Modellgleichungen (vgl. Ravn und Uhlig 2002; Harvey und Trimbur 2008):

$$tfp_t = p_t + c_t \quad (2.3-7)$$

$$\Delta p_t = \mu_{t-1} \quad (2.3-8)$$

$$\Delta \mu_t = a_{\mu t} \quad (2.3-9)$$

$$c_t = a_{ct} \quad (2.3-10)$$

Die Fehlerterme  $a_{\mu t}$  und  $a_{ct}$  sind weißes Rauschen mit Erwartungswert 0 und Varianz  $V_{\mu}$  bzw.  $V_C$ . Dies bedeutet insbesondere, dass der Zyklus als seriell unkorreliertes – und damit azyklisches – Rauschen betrachtet und die Trendänderung als Random Walk spezifiziert wird. Ein wichtiger Vorteil des HP-Filters liegt darin, dass der einzig relevante Tuningparameter das reziproke Verhältnis der Varianzen  $V_{\mu}$  und  $V_C$  betrifft, das für Jahresdaten typischerweise datenunabhängig auf den Wert  $\lambda = 100$  gesetzt wird. Anstatt einer Schätzung ist daher für gegebenes  $\lambda$  eine geschlossene Lösung möglich, die auf der äquivalenten Darstellung

$$\min_{p_t} \sum_{t=1}^T [(t f p_t - p_t)^2 - \lambda((p_{t+1} - p_t) - (p_t - p_{t-1}))^2] \quad (2.3-11)$$

beruht und verdeutlicht, dass  $\lambda$  als Gewicht der Bestrafung für einen nicht-glaten Trend aufgefasst werden kann.

Das Modell der EU-Kommission ist wesentlich reichhaltiger und, insbesondere was den Zyklus angeht, deutlich realistischer. Es legt zwar Priors für alle Parameter, so auch für  $\lambda$ , fest, erlaubt den Daten jedoch im Rahmen einer Schätzung, abweichende Werte zu präferieren. Damit ist das EU-Verfahren in doppelter Hinsicht vorteilhaft: es setzt auf einem realistischeren Modell auf und passt sich flexibler den vorliegenden Daten an. Damit einher gehen jedoch auch die wichtigsten Nachteile: Die exakte Setzung der Priors ist wissenschaftlich letztlich nicht begründbar, kann jedoch deutliche Auswirkungen auf die Schätzergebnisse zeitigen, und das simulationsbasierte Schätzverfahren ist sehr komplex und damit wohl nur für eine kleine Fachgemeinde verständlich. Damit besteht die Gefahr, dass sich das EU-Verfahren der Kontrolle durch Parlamente und allgemeine Öffentlichkeit entzieht.

### 2.3.3 Sensitivität der TFP-Zerlegung

Bei der Zerlegung der TFP setzt die EU-Kommission Annahmen in Form von Apriori-Verteilungen der Modellparameter, vgl. Tabelle 2.3-1. Für die bayesianische Schätzung sind diese Annahmen unverzichtbar. Aufbauend auf der vorangegangenen Diskussion ihrer Plausibilität erfolgt in diesem Abschnitt eine Sensitivitätsanalyse mit einem Schwerpunkt auf den zuvor als kritisch erkannten Setzungen für Italien und Deutschland. Die Analyse wird im Folgenden exemplarisch für Deutschland, und Italien durchgeführt. Zudem werden zu Vergleichszwecken wesentliche Resultate für Spanien repliziert.

Zunächst sei kurz auf die Bedeutung der Apriori-Verteilungen für die Modellergebnisse eingegangen. Generell lässt sich festhalten, dass die Ergebnisse umso weniger von den Apriori-Verteilungen abhängen, je informativer die Daten sind. Eine wichtige Ausnahme besteht in den Verteilungsgrenzen: wenn z.B. a priori für die Zykluslänge nur Werte zwischen 2 und 32 erlaubt sind, muss das Ergebnis auch in diesem Intervall liegen, selbst wenn die Daten einen Wert außerhalb klar präferieren würden. Solange die Grenzen sinnvoll gesetzt sind, ist dies jedoch als Stärke anzusehen. So sind Zyklen, die weniger als zwei oder länger als 32 Jahre dauern, kaum mit dem gängigen Verständnis von Konjunktur zu vereinbaren. Sobald die Daten jedoch nur mäßig oder gar wenig informativ sind, können die Apriori-Setzungen erhebliche Auswirkungen auf das Ergebnis haben.

Bei der Sensitivitätsanalyse für Deutschland und Italien sind wir wie folgt vorgegangen. Für jeden der Modellparameter haben wir einzeln die Apriori-Verteilungen in einer uns sinnvoll erscheinenden Größenordnung geändert, das Modell geschätzt und die Änderung des TFP-Trends und Zyklus gegenüber der Basisvariante der Kommission evaluiert. Dabei wurde ersichtlich, dass die Zerlegung der TFP für die meisten Änderungen der Apriori-Mittelwerte und Standardabweichungen recht robust ist. So er-

geben Änderungen der a priori erwarteten Zykluslänge  $\tau$  von 8 Jahren auf 6 oder 10 Jahre keine Effekte auf den resultierenden Trend und Zyklus der TFP. Ebenso zeigen Änderungen in der durchschnittlichen Wachstumsrate  $\omega$  oder der Persistenz  $\rho$  des Trends keine messbaren Effekte auf die Zerlegung. Die entsprechenden Apriori-Annahmen sind daher als wenig kritisch einzuordnen.

Die nachfolgenden Änderungen der Apriori-Mittelwerte besitzen jedoch markante Auswirkungen auf die TFP-Zerlegung für Deutschland und Italien. Die Sensitivitätsanalyse dieser daher als kritisch eingestuften Parameter wird um Spanien erweitert. Zur Einordnung der Größe der Effekte ist zu berücksichtigen, dass der Zykluswert  $c_t$  die relative Abweichung der logarithmierten TFP von ihrem Trend angibt, mit 100 multipliziert ergibt sich (näherungsweise) die prozentuale Abweichung. Die Zyklen der originalen Spezifikation multipliziert mit 100 besitzen eine Standardabweichung von etwa 1,0, 1,6 bzw. 1,5 Prozentpunkten für Deutschland, Italien und Spanien.

### 2.3.3.1 Änderungen der Zyklussensitivität $\beta$ des CUBS-Indikators

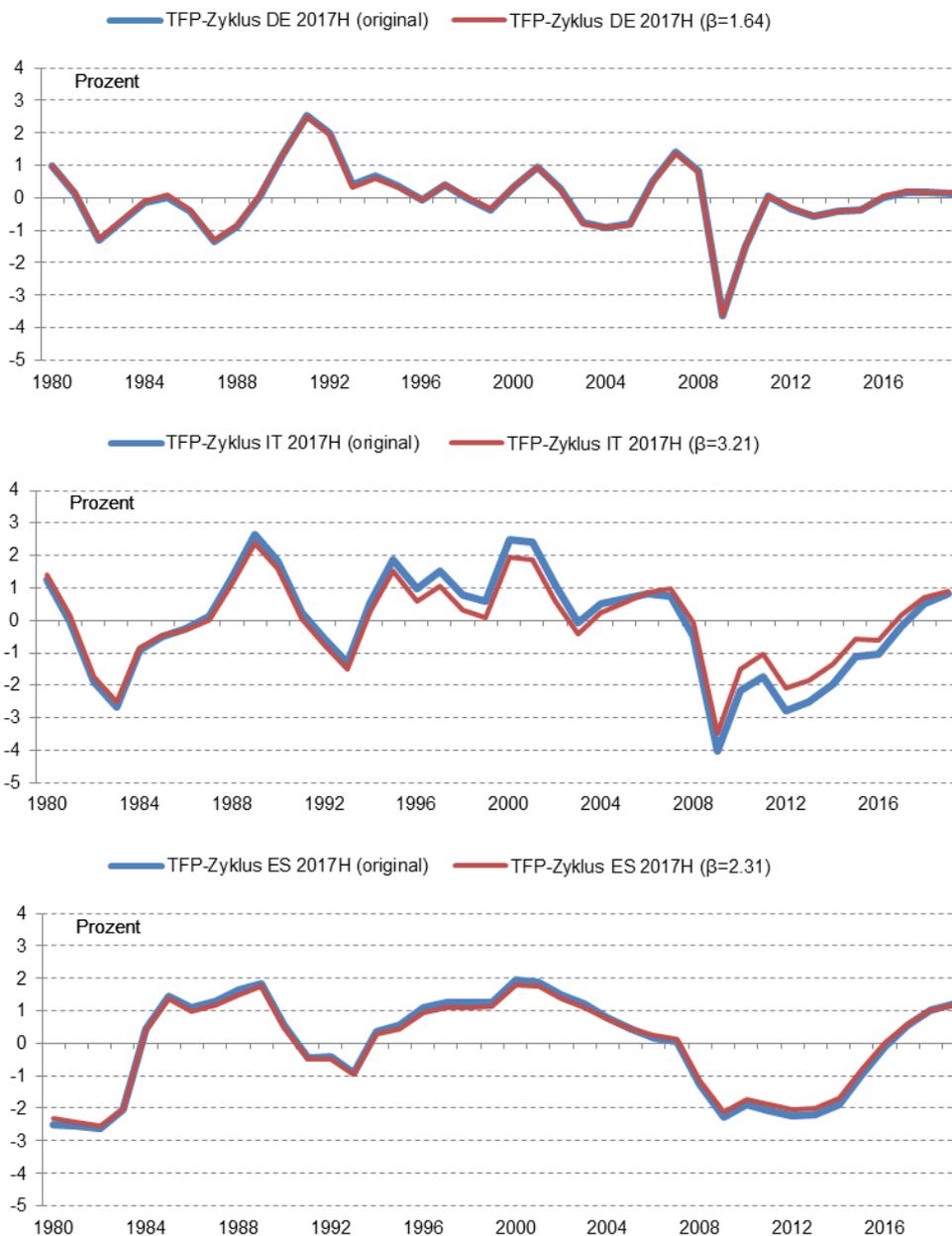
Die Zyklussensitivität  $\beta$  des CUBS-Indikators steht im Zentrum des Modells, denn anders als etwa beim HP-Filter wird der Zyklus nicht nur aus den Schwankungen der Zielvariable – hier der TFP – sondern auch über die Korrelation zur Kapazitätsauslastung geschätzt. Mit der Setzung der Sensitivität geht (ceteris paribus) eine Annahme über diese Korrelation einher. Eine hohe Sensitivität impliziert dann eine starke Reaktion des CUBS-Indikators auf Zyklusschwankungen. Für den Schätzalgorithmus bedeutet dies umgekehrt, dass beobachtete Fluktuationen des Indikators bei großer Sensitivität mit kleinen Zyklusänderungen einhergehen.<sup>14</sup> Entsprechend dürfte die Amplitude des resultierenden Zyklus – und damit letztlich die absolute Größe der Produktionslücke – mit zunehmendem  $\beta$  sinken.

Die Wahl geeigneter Vergleichswerte zur gegebenen Apriori-Verteilung erfordert Vorwissen zur Sensitivität zwischen Zyklus und Auslastungsgrad, das so nicht verfügbar ist, weshalb die Setzung der Kommission von  $\beta = 1,4$  willkürlich erscheint. Ein plausibler Wert kann ebenfalls nicht direkt empirisch herangezogen werden, da der Zyklus nicht direkt messbar ist. Ein Weg, sich dem Problem zu nähern, besteht darin, den Zyklus für die gegebenen Daten durch den HP-Filter zu approximieren und daraus einen Wert für die Sensitivität zu schätzen. Dazu muss der HP-Glättungsparameter  $\lambda$  für jedes Land festgelegt werden. Um möglichst modellkonsistent vorzugehen, verwenden wir dazu die inverse *signal-to-noise-ratio*, also das Verhältnis der Varianz  $V_\mu$  zu  $V_c$ , das wir den Apriori-Verteilungen der Modellparameter entnehmen. Es beträgt im Herbst 2017 für Deutschland und Italien 1/125, für Spanien 1/500. Daraus ergeben sich für Deutschland, Italien und Spanien empirisch geschätzte Sensitivitäten von 1,64, 3,21 bzw. 2,31. Dies bedeutet nicht, dass diese Werte „plausibler“ sind als die von der Kommission verwendete Sensitivität von 1,4, denn sie beruhen auf einer ebenso willkürlichen Setzung im Rahmen des HP-Filters. Sie zeigen aber, dass es erhebliche Unterschiede zwischen den Ländern geben kann, weshalb ein einheitlicher Apriori-Wert von 1,4 dazu führen kann, dass der durchschnittliche Zyklusausschlag unter- oder überschätzt wird.

Die Sensitivitätsanalyse verdeutlicht das Problem. Wird für Deutschland der empirisch ermittelte Apriori-Mittelwert von 1,64 verwendet, so ändert sich der TFP-Zyklus recht wenig (Abbildung 2.3-1, erste Grafik). Dies war zu erwarten, da die Abweichung vom Wert der Kommission gering ausfällt. Für Spanien resultiert unter Verwendung des Apriori-Mittelwerts von 2,31 ebenfalls nur eine geringe

<sup>14</sup> Mathematisch lässt sich das sehen, indem die Messgleichung (2.3-2) nach dem Zyklus aufgelöst wird, was zu  $c_t = (u_t - \mu_U - e_{U_t})/\beta$  führt. Folglich übersetzt sich eine Änderung des CUBS-Indikators vom Ausmaß  $\Delta u_t$  in eine Änderung des Zyklus von  $\Delta c_t = \Delta u_t / \beta$ .

**Abbildung 2.3-1:**  
TFP Sensitivitätsanalyse: Zyklussensitivität des CUBS-Indikators



Auswirkung einer alternativen Setzung auf den TFP-Zyklus, für eine detaillierte Beschreibung siehe Text. DE: Deutschland; IT: Italien; ES: Spanien. Original: Offizielle TFP Schätzung Herbst 2017.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

Abweichung zur Basisspezifikation (Abbildung 2.3-1, dritte Grafik). Für Italien ergibt sich mit einem Apriori-Mittelwert von 3,21 hingegen besonders für die zweite Hälfte des Beobachtungszeitraums ein Zyklus mit geringeren Ausschlägen, da dieser bei einer inversen Sensitivität von  $1/3,21$  schwächer auf Veränderungen im Auslastungsgrad reagiert als in der Kommissionsschätzung (Abbildung 2.3-1, zweite Grafik). Die Differenz beider Spezifikationen im TFP-Zyklus beträgt für Italien bis zu 0,7 Prozentpunkte, knapp eine halbe Standardabweichung. Besonders ausgeprägt ist die Abweichung in den Jahren 2010

bis 2014. Gemäß Kommissionsschätzung betrug die TFP-Lücke in diesen Jahren im Durchschnitt -2,2 Prozent, in unserer Alternativschätzung lag sie dagegen bei durchschnittlich -1,6 Prozent.

Zusammenfassend sei noch einmal betont, dass wir den Apriori-Wert der Kommission nicht grundsätzlich für ungeeignet halten, aber auch kein Argument kennen, der seine Plausibilität stützt. Mit Hilfe einer einfachen Näherungsrechnung haben wir gezeigt, dass sich andere Apriori-Werte plausibilisieren lassen, die zumindest im Fall von Italien zu einer merklich abweichenden TFP-Zerlegung führen. Daher ist die Kommission aufgefordert, ihre Setzung anhand objektiv nachvollziehbarer Argumente zu begründen.

### 2.3.3.2 Änderungen der Streuung $V_U$ des CUBS-Indikators um den Zyklus

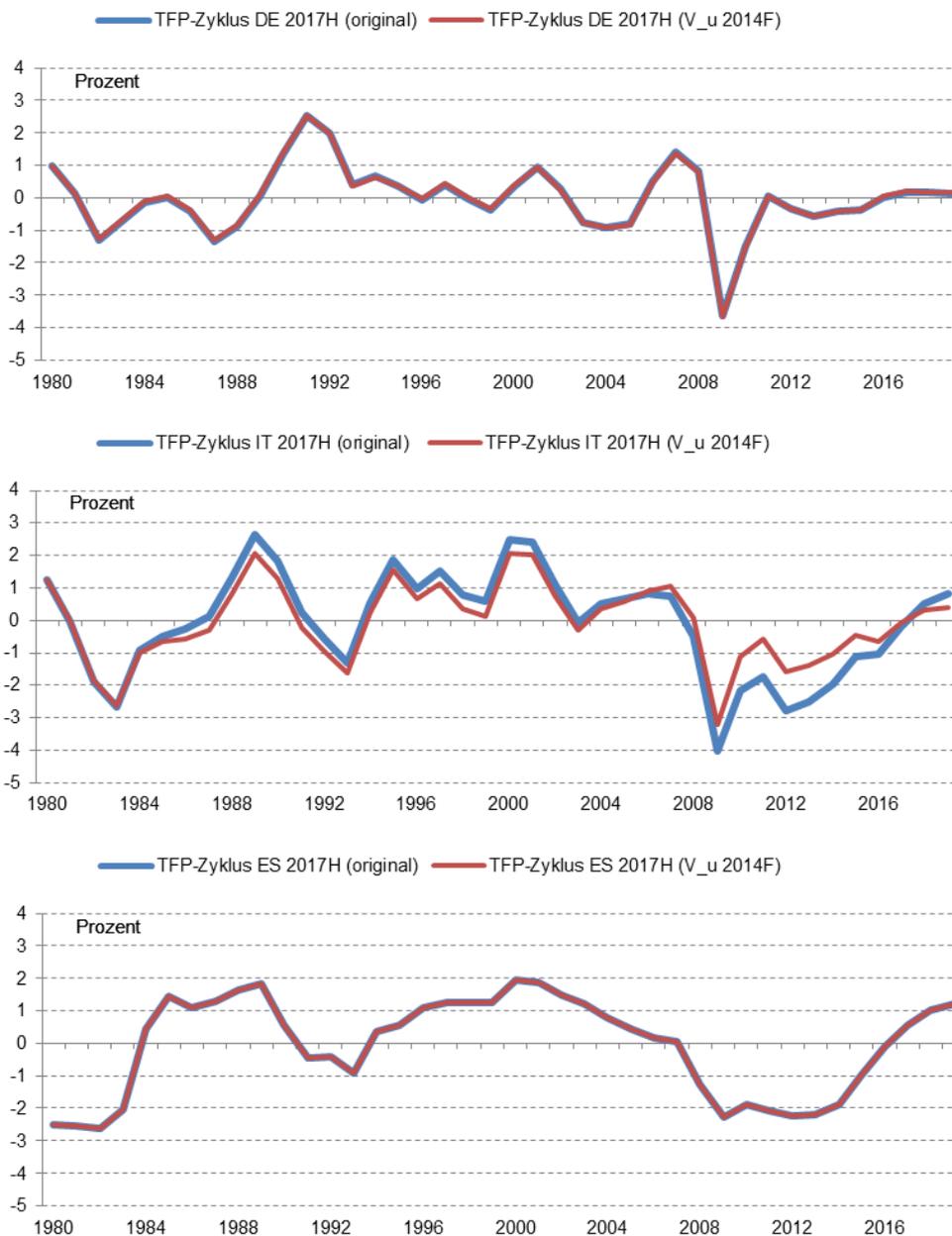
Die Fehlervarianz  $V_U$  beschreibt die Streuung des CUBS-Indikators um den Zyklus. Wird eine hohe Varianz angenommen, ist die Kapazitätsauslastung stark von stochastischem Rauschen überlagert und damit weniger informativ für den Zyklus. Die Kommission gibt an, diese Fehlervarianz wie die Fehlervarianzen  $V_c$  und  $V_\mu$  zu kalibrieren, um die Daten besser durch das Modell abzubilden. Doch erschließt sich nicht, wie genau diese Fehlervarianzen mit Hilfe der Daten kalibriert werden, da für drei zu kalibrierende Fehlerterme nur zwei Beobachtungsgleichungen vorliegen. Somit kann aus den Daten und Apriori-Verteilungen kein vollständiger Rückschluss auf alle drei Fehlervarianzen gezogen werden.

Um die Effekte dieser Kalibrierung aufzuzeigen, werden die Kalibrierungen der Fehlervarianzen aus dem Frühling 2014 in den Datenstand und die Modellspezifikation von Herbst 2017 eingesetzt. Für Italien ergeben sich für  $V_U$  große Unterschiede im resultierenden Zyklus (Abbildung 2.3-2, zweite Grafik). Die EU Kommission verwendete im Frühjahr 2014 einen Prior mit Mittelwert und Standardabweichung von 0,06, im Herbst 2017 waren beide Größen auf nur 0,003 gesetzt. Die Differenz im Zyklus beider Spezifikationen beträgt bis zu 1,2 Prozentpunkte, etwa 3/4 der Standardabweichung des Zyklus, und liegt am aktuellen Rand bei 0,4 Prozentpunkten. Erneut ist die Abweichung in den Jahren 2010 bis 2014 besonders ausgeprägt. Gemäß Kommissionsschätzung betrug die TFP-Lücke in diesen Jahren im Durchschnitt -2,2 Prozent, in unserer Alternativschätzung lag sie dagegen bei durchschnittlich -1,1 Prozent.

Für Deutschland ist der Unterschied zu vernachlässigen, da dort die Änderung des Wertes für  $V_U$  von 2014 zu 2017 nur gering ausfällt (Abbildung 2.3-2, erste Grafik). Aber auch hier ließe sich mit geeigneten Werten eine merklich abweichende TFP-Lücke „produzieren“. Für Spanien erfolgte keine Änderung des Wertes für  $V_U$ . Daher ergeben beide Spezifikationen identische Ergebnisse (Abbildung 2.3-2, dritte Grafik).

Es zeigt sich, dass die Spezifikation der Apriori-Verteilung der Fehlervarianz  $V_U$  die Zerlegung der TFP entscheidend beeinflussen kann. Kalibrierungen der EU Kommission und Änderungen über die Zeit bedürfen einer plausiblen ökonomischen Grundlage und sollten gut nachvollziehbar erläutert werden, um willkürlichen Änderungen vorzubeugen.

**Abbildung 2.3-2:**  
TFP Sensitivitätsanalyse: Streuung des CUBS-Indikators um den Zyklus



Auswirkung einer alternativen Setzung auf den TFP-Zyklus, für eine detaillierte Beschreibung siehe Text. DE: Deutschland; IT: Italien; ES: Spanien. Original: Offizielle TFP Schätzung Herbst 2017.

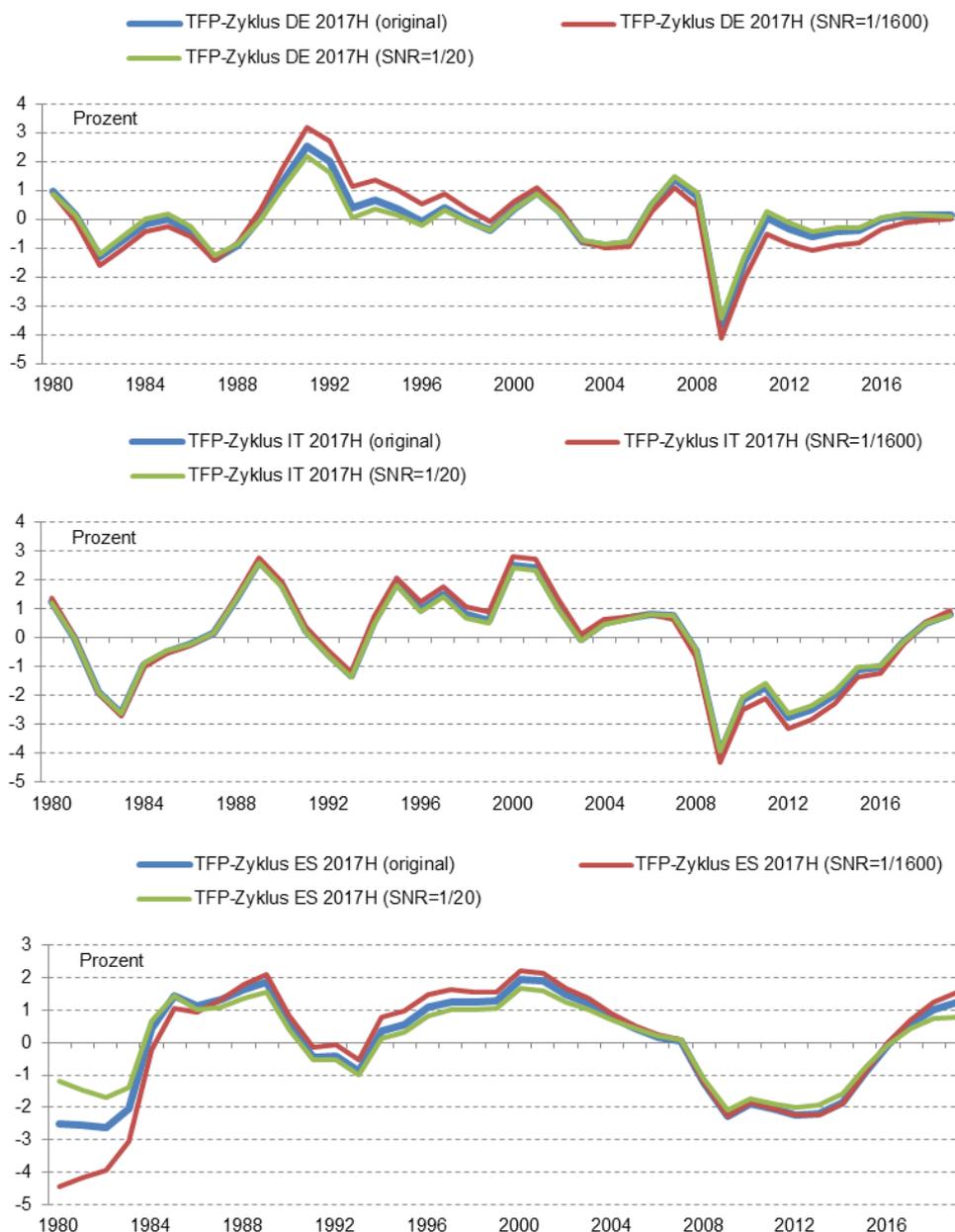
Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

### 2.3.3.3 Änderungen der *signal-to-noise-ratio* $\frac{V_{\mu}}{V_c}$

Änderungen der *signal-to-noise-ratio* (SNR) können ceteris paribus durch Änderungen der Apriori-Verteilung von  $V_{\mu}$  oder  $V_c$  bewirkt werden. Für beide Änderungen ergeben sich Effekte auf den TFP-Zyklus. Exemplarisch seien hier die Ergebnisse für Italien, Deutschland und Spanien bei Änderung der Apriori-Verteilung der Zyklusvarianz  $V_c$  angegeben. Die Apriori-Mittelwerte werden dabei so angepasst, dass extreme, jedoch von der Kommission für manche Länder im Frühling 2014 gewählte Werte

des SNRs (etwa 1/20 für Österreich, etwa 1/1600 für Frankreich) mit der Basisspezifikation (1/125 bzw. 1/500) verglichen werden.<sup>15</sup> Die Standardabweichungen des Priors für  $V_c$  werden den Mittelwerten gleichgesetzt, um der Apriori-Verteilung weiterhin 6 Freiheitsgrade zuzuordnen.

**Abbildung 2.3-3:**  
TFP Sensitivitätsanalyse: Signal-to-noise-ratio



Auswirkungen alternativer Setzungen auf den TFP-Zyklus, für eine detaillierte Beschreibung siehe Text. DE: Deutschland; IT: Italien; ES: Spanien. Original: Offizielle TFP Schätzung Herbst 2017.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

<sup>15</sup> Diese Werte erscheinen weniger extrem, wenn man bedenkt, dass die Spannweite der in der Literatur für Jahresdaten vorgeschlagenen Werte recht groß ist. Sie reichen vom üblicherweise verwendeten Wert von 1/100 bis zu dem von Ravn und Uhlig (2002) vorgeschlagenen Wert von 1/6,25.

Für Italien ist der Zyklus gegenüber dem hohen SNR von 1/20 recht robust, während sich für den niedrigen SNR von 1/1600 kurzzeitige Abweichungen von bis zu 0,4 Prozentpunkten ergeben, die erneut in den Jahren 2010-2014 besonders prononciert sind, allerdings diesmal mit positivem Vorzeichen. Die Ausschläge des Zyklus fallen nun größer aus, da dem Zyklus a priori eine höhere Varianz zugeordnet wird (Abbildung 2.3-3, zweite Grafik).

Für Deutschland ist der Zyklus in weiten Teilen des Beobachtungszeitraums für den hohen SNR mäßig robust mit temporären Unterschieden von bis zu 0,4 Prozentpunkten, die insbesondere Anfang der 1990er Jahre zu beobachten sind (Abbildung 2.3-3, erste Grafik). Der gering gewählte Wert des SNRs ergibt wie für Italien stärkere Ausschläge des Zyklus mit deutlichen Unterschieden zur Basisschätzung von bis zu knapp 0,8 Prozentpunkten, die erneut zu Beginn der 1990er Jahre besonders prononciert sind, aber auch in den Jahren 2009-2013 der Wert von 0,5 Prozentpunkten überschreiten.

Für Spanien lassen sich für das niedrige SNR vor allem in der ersten Hälfte des Beobachtungszeitraums deutliche Abweichungen feststellen. Von 1980 bis 1985 betragen sie 0,7 bis 2 Prozentpunkte und sind somit teilweise größer als eine Standardabweichung des TFP-Zyklus (Abbildung 2.3-3, dritte Grafik). Für die Mitte der 1990er Jahre ergeben sich Abweichungen bis zu 0,4 Prozentpunkten. Bei Anwendung des hohen SNR finden sich die stärksten Abweichungen zur Basisspezifikation ebenfalls zu Beginn des Beobachtungszeitraums. Zwischen 1980 und 1984 liegen sie zwischen 0,7 und 1,3 Prozentpunkten. Weitere Differenzen bis zu 0,3 Prozentpunkten liegen zu Beginn der 2000er und zwischen 2013 und 2015 vor.

Insgesamt zeigt sich, dass die Wahl der Apriori-Verteilung des SNR die Trend-Zyklus-Zerlegung der TFP merklich beeinflussen kann – ganz wie es aus der Erfahrung mit dem HP-Filter zu erwarten ist. Die Kalibrierung des Verhältnisses von  $V_u$  zu  $V_c$  ist daher kritisch für die Zerlegung und sollte ohne plausible Begründung für unterschiedliche Länder nicht stark schwanken. Eine Lösung böte eine theoretisch motivierte Festlegung auf einen einheitlichen Wert, wie es im Rahmen des HP-Filters üblich ist.

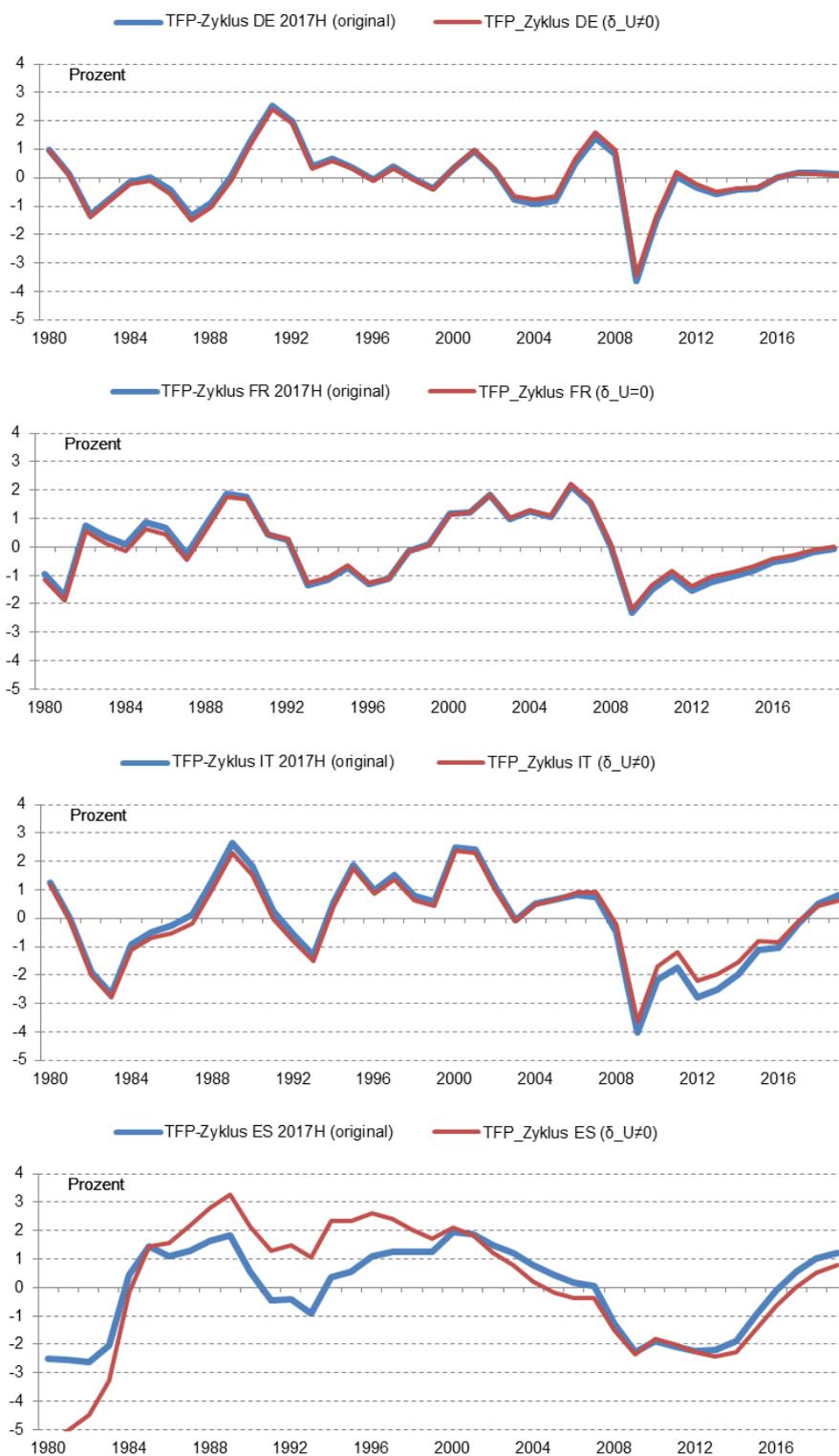
#### 2.3.3.4 Änderungen der Persistenz der Abweichungen des CUBS-Indikators von der linearen Funktion des TFP Zyklus $\delta_U$

Für nahezu alle Länder wird in Gleichung 2.3-3  $\delta_u = 0$  gesetzt und damit die Abweichungen des CUBS-Indikators von der linearen Funktion des Zyklus als unsystematisches Rauschen interpretiert. Für Frankreich, Slowenien und Finnland wird jedoch  $\delta_U \neq 0$  zugelassen, was zu autokorrelierten und daher persistenten, prognostizierbaren Abweichungen führen kann. Die Kommission begründet diesen Schritt in Havik et al. (2014) mit einer geeigneteren Modellierung der Daten für diese drei Länder. Eine ökonomische Grundlage ist, was offen zugegeben wird, jedoch nicht gegeben. Daher entsteht der Eindruck eines Tunings des Verfahrens, um „plausible“ Schätzergebnisse zu erhalten.

In diesem Abschnitt wird exemplarisch für Frankreich, Spanien, Italien und Deutschland jeweils die TFP-Zerlegung auf Basis der Setzung von  $\delta_u = 0$  mit der TFP-Zerlegung auf Basis von  $\delta_U \neq 0$  verglichen, um die Auswirkungen dieser Spezifikationen auf die TFP Zerlegung aufzuzeigen. Dabei wird für alle Länder unter der Annahme  $\delta_U \neq 0$  der von der Kommission für Frankreich, Slowenien und Finnland gesetzte Prior für  $\delta_u$  mit Mittelwert 0 und Standardabweichung 0,4 verwendet.

Für Spanien ergeben sich beinahe über den gesamten Beobachtungszeitraum deutliche Differenzen zwischen den beiden Spezifikationen. Unter der Alternativspezifikation  $\delta_U \neq 0$  wird der TFP-Zyklus zu Beginn des Beobachtungszeitraums um bis zu 3 Prozentpunkte größer geschätzt, dies entspricht etwa

**Abbildung 2.3-4:**  
TFP Sensitivitätsanalyse: Persistenz der Abweichungen des CUBS von der linearen Funktion des TFP Zyklus



Auswirkung einer alternativen Setzung auf den TFP-Zyklus, für eine detaillierte Beschreibung siehe Text. DE: Deutschland; IT: Italien; FR: Frankreich; ES: Spanien. Original: Offizielle TFP Schätzung Herbst 2017.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

der zweifachen Standardabweichung des Zyklus (Abbildung 2.3-4, vierte Grafik). Von Mitte der 1980er Jahre bis 2000 verbleiben große Unterschiede von bis zu 2 Prozentpunkten und auch in späteren Jahren unterscheiden sich beide TFP Zyklen um bis zu 0,5 Prozentpunkte. Für Italien resultieren unter der Alternativspezifikation  $\delta_U \neq 0$  für den TFP-Zyklus Abweichungen von bis zu 0,6 Prozentpunkten gegenüber der Basisspezifikation (Abbildung 2.3-4, dritte Grafik). Die größten Abweichungen treten im Zeitraum von 2010 bis 2014 auf. Gemäß Kommissionsschätzung betrug die TFP-Lücke in diesen Jahren im Durchschnitt -2,2 Prozent, in unserer Alternativschätzung lag sie dagegen bei durchschnittlich -1,7 Prozent. Für Deutschland beträgt die Differenz im Zyklus zwischen den Spezifikationen von  $\delta_U$  lediglich bis zu 0,2 Prozentpunkte (Abbildung 2.3-4, erste Grafik). Ebenso ergeben sich für Frankreich unter der Alternativannahme  $\delta_u = 0$  lediglich geringe Abweichungen von bis zu 0,2 Prozentpunkten im Vergleich zur Basisspezifikation  $\delta_U \neq 0$  (Abbildung 2.3-4, zweite Grafik).

Insgesamt kann festgestellt werden, dass die unterschiedlichen Spezifikationen von  $\delta_U$  zu deutlichen Änderungen in der TFP-Zerlegung führen können, wie im Fall von Spanien oder Italien gezeigt. Des Weiteren stellt sich die Frage, weshalb beispielsweise für Frankreich ein alternatives Modell ohne ökonomische Begründung verwendet wird, das nahezu keine Auswirkung auf die Zerlegung der TFP unter dem Basismodell der meisten anderen Länder mit der Setzung  $\delta_u = 0$  hat. Eine einheitliche Spezifikation von  $\delta_U$  für alle Länder würde den Eindruck des Tunings der TFP Zerlegung, der durch die Ergebnisse für Spanien und Italien verstärkt wird, in diesem Teil des Modells deutlich reduzieren und damit letztlich die Vertrauenswürdigkeit des Verfahrens erhöhen.

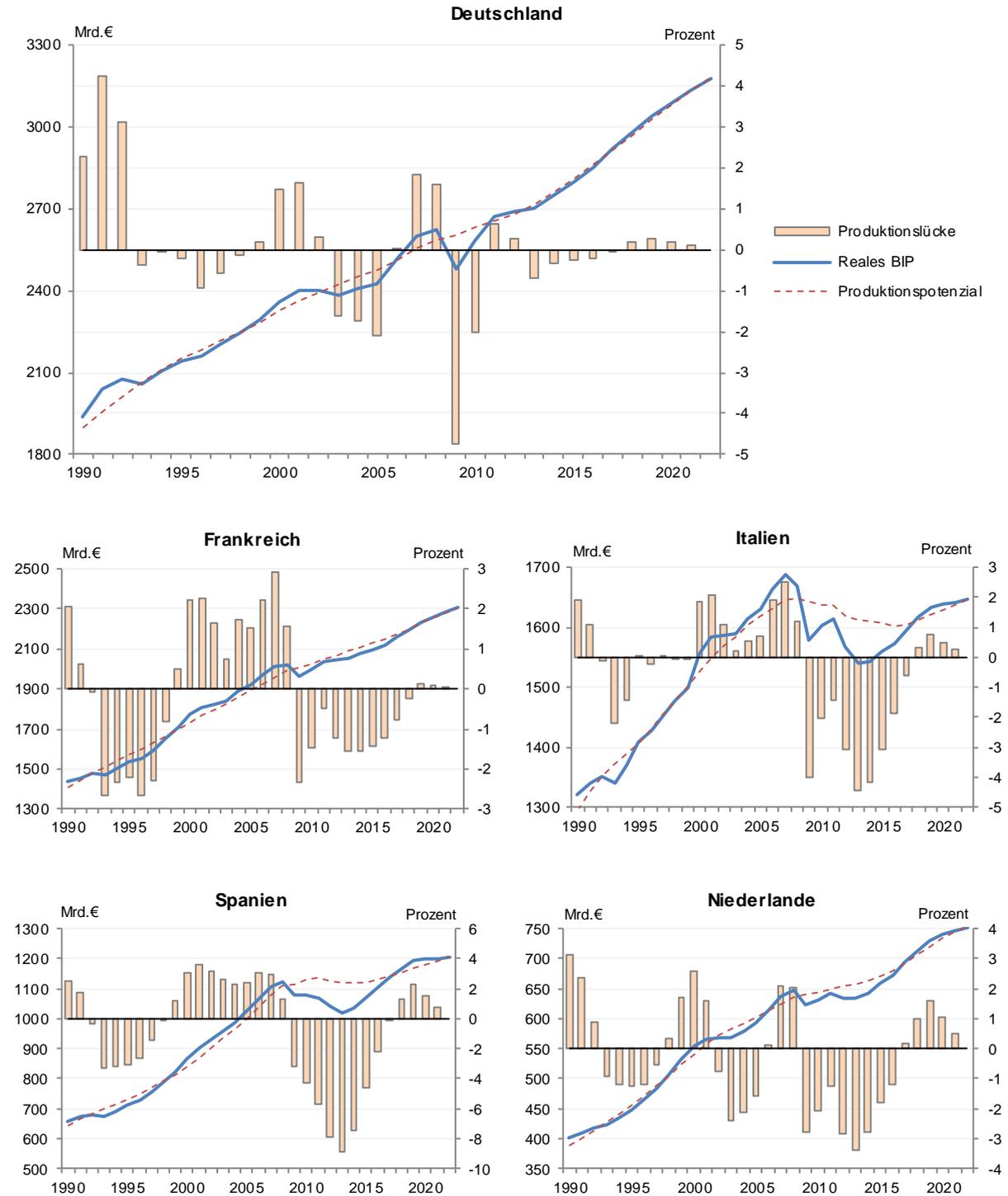
## 2.4 Die Potenzialschätzung der EU-Kommission vom Herbst 2017

Da das Produktionspotenzial und die Produktionslücke nicht beobachtbar sind, müssen sich Revisionsanalysen an einem bestimmten Rechenstand orientieren. In diesem Gutachten orientieren sich die Revisionsanalysen vor allem an der Projektion der Europäischen Kommission aus dem Herbst 2017. Im Folgenden werden daher die wesentlichen Ergebnisse dieser Herbstprojektion für die verschiedenen Länder ausführlich vorgestellt und darüber hinaus mit alternativen Schätzungen verglichen.

Für Deutschland sind die größten positiven Ausprägungen der Produktionslücke während des Wiedervereinigungsbooms Anfang der 1990er Jahre verzeichnet worden und die größten negativen Ausprägungen während der globalen Finanzkrise im Jahr 2009 (Abbildung 2.4-1). Kurzfristige konjunkturelle Schwankungen, die sich in stark schwankenden Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts und häufig wechselnden Vorzeichen der Produktionslücke zeigten, prägten insbesondere die 2000er Jahre.

Für Italien und Spanien war die Produktionslücke von der Euro-Einführung im Jahr 1999 bis zum Beginn der globalen Finanzkrise durchgehend deutlich im positiven Bereich, um anschließend mit minus 4,5 Prozent (Italien) bzw. minus 9 Prozent (Spanien) weit ins Negative zu drehen. Erst am aktuellen Rand schließt sich die Produktionslücke allmählich wieder. Der Verlauf der Produktionslücke und des Bruttoinlandsprodukts in Frankreich und den Niederlanden weist demgegenüber geringere Schwankungen auf. Auffällig ist, dass sich die Produktionslücke im Anschluss an die globale Finanzkrise in Deutschland recht schnell wieder geschlossen hat, während sie in den anderen vier Ländern im Zuge der Schuldenkrise im Euroraum noch für längere Zeit deutlich im negativen Bereich verblieb. Am aktuellen Rand weisen die Echtzeit-Schätzungen der Produktionslücke für das Jahr 2017 für alle fünf Länder sehr geringe Werte nahe 0 Prozent auf.

Abbildung 2.4-1:  
BIP, Potenzial und Produktionslücke



Jahresdaten.

Quelle: Europäische Kommission, Herbst 2017; eigene Darstellung.

Das Potenzialwachstum in Deutschland hat sich seit Anfang der 1990er Jahre deutlich verlangsamt (Abbildung 2.4-2). Ab Mitte der 1990er Jahre lag es etwa bei 1,5 Prozent und fiel im Zuge der globalen Finanzkrise zwischenzeitlich auf rund 1 Prozent. In den vergangenen Jahren hat es sich jedoch wieder auf über 1,5 Prozent beschleunigt. Das Potenzialwachstum lässt sich darüber hinaus in die Beiträge der Produktionsfaktoren Arbeit (in geleisteten Arbeitsstunden), Kapital und totale Faktorproduktivität zerlegen.<sup>16</sup> Der Beitrag des Faktors Arbeit kann ferner in die Beiträge der Beschäftigtenzahl und der geleisteten Arbeitsstunden je Beschäftigten unterteilt werden. Die geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigen lieferten für den gesamten Zeitraum einen negativen Beitrag zum Potenzialwachstum. Der in diesem Zeitraum verzeichnete Beschäftigungsaufbau hat diesen negativen Beitrag in etwa ausgeglichen, so dass der Beitrag des Arbeitsvolumens insgesamt für einen Großteil des Zeitraums sehr gering war. Erst ab dem Jahr 2013 ist der Wachstumsbeitrag des Arbeitsvolumens deutlich positiv, vor allem aufgrund des trendmäßig beschleunigten Beschäftigungsaufbaus. Der Wachstumsbeitrag des Kapitalstocks ist seit Ende der 1990er zurückgegangen und hat sich erst in den vergangenen Jahren wieder etwas erhöht. Die größten Beiträge kamen für den gesamten Zeitraum von der TFP, allerdings haben auch diese sich seit den 1990er Jahren in der Tendenz verringert.

Für Frankreich, Italien und Spanien wird das Potenzialwachstum am aktuellen Rand niedriger als für Deutschland eingeschätzt. In Frankreich und Spanien liegt es bei etwa 1 Prozent, und in Italien stagniert das Produktionspotenzial sogar in etwa. Das Potenzialwachstum der niederländischen Wirtschaft liegt dagegen zwischen 1,5 und 2 Prozent und damit in einer ähnlichen Größenordnung wie in Deutschland. Der trendmäßige Rückgang der Arbeitszeit je Beschäftigten ist in allen anderen vier Ländern weniger stark ausgeprägt und dämpft das Potenzialwachstum demzufolge weniger als in Deutschland. Die Beschäftigung lieferte in Italien recht geringe Beiträge und in Spanien zumindest bis zum Beginn der Finanzkrise sehr hohe Beiträge zum Potenzialwachstum. Seit dem Beginn der Finanzkrise sind in Spanien seitens der Beschäftigung allerdings keine positiven Impulse mehr zu verzeichnen gewesen. Auch der Beitrag des Kapitalstocks war in Spanien bis zur Finanzkrise – wohl nicht zuletzt aufgrund des ausgeprägten Immobilienbooms – erheblich, ging danach jedoch ebenfalls spürbar zurück. Auch in Italien gingen vom Kapitalstock seit der Finanzkrise kaum noch positive Wachstumsbeiträge aus. In Frankreich und den Niederlanden lieferte der Kapitalstockaufbau dagegen nahezu für den gesamten Zeitraum relativ konstante Wachstumsbeiträge zwischen 0,5 und 1 Prozentpunkt. Bei der TFP ergibt sich ein gegenteiliges Bild: Während ihr Beitrag zum Potenzialwachstum in Frankreich und den Niederlanden seit Anfang der 2000er Jahre deutlich zurückgegangen ist und in Italien sogar negativ wurde, war der Beitrag in Spanien bis zur globalen Finanzkrise sehr gering, um anschließend in den positiven Bereich zu drehen.

Die Produktionslücke lässt sich in die Beiträge aller vier Komponenten der Produktionsfunktion, die im Rahmen der Potenzialschätzung mit Produktionsfunktionsansatz einzeln trendbereinigt werden, zerlegen. Somit setzt sich die Produktionslücke rechnerisch zusammen aus den Trendabweichungen der Partizipationsrate, der Arbeitsstunden je Erwerbstätigen, der TFP und der Abweichung der Arbeitslosigkeit von der NAWRU (konjunkturelle Arbeitslosigkeit).<sup>17</sup> Für Deutschland liefert die Abweichung der

<sup>16</sup> Die Zuwachsrate des Produktionspotenzials  $YPOTg$  lässt sich auf Basis der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ( $YPOT = K^{0,35} \cdot LP^{0,65} \cdot TFPT$ ) in die Beiträge der Faktoren Kapital ( $0,35 \cdot Kg$ ), potenzieller Arbeitseinsatz ( $0,65 \cdot LPg$ ) und trendmäßiges TFP-Wachstum ( $TFPTg$ ) zerlegen.

<sup>17</sup> Die jeweilige Produktionslücke  $YGAP \approx \ln(Y) - \ln(YPOT)$  kann auf Basis der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ( $YPOT = K^{0,35} \cdot LP^{0,65} \cdot TFPT$ ) und der Zusammensetzung des Arbeitsvolumens ( $LP = POPW \cdot PARTS \cdot (1 - NAWRU) \cdot HOURST$ ) mit wenigen algebraischen Umformungen in die Beiträge der trendbereinigten Faktoren TFP ( $\ln(TFP) - \ln(TFPT)$ ), Partizipationsrate ( $0,65 \cdot (\ln(PART) - \ln(PARTS))$ ), Arbeits-

TFP von ihrem Trend die größten Beiträge zur Produktionslücke (Abbildung 2.4-3). Dies wird insbesondere im Verlauf von Rezessionen und den vorangegangenen Boom-Phasen deutlich. Auch die konjunkturelle Arbeitslosigkeit kann zum Teil den Verlauf der Produktionslücke erklären, während die Beiträge der Partizipationsrate und der Arbeitsstunden recht gering sind.

In Frankreich und den Niederlanden zeigt die Zerlegung der Produktionslücke insgesamt ein ähnliches Muster wie für Deutschland. Auch hier lässt sich ein wesentlicher Teil der Schwankungen der Produktionslücke durch die TFP erklären und zu einem geringeren Teil durch die konjunkturelle Arbeitslosigkeit. Recht geringe Beiträge liefern wiederum die Partizipationsrate und die Arbeitsstunden. Lediglich für Spanien ist die TFP weniger bedeutsam für den Verlauf der Produktionslücke. Dort lässt sich die Produktionslücke zu einem Gutteil durch die konjunkturelle Arbeitslosigkeit erklären. Insbesondere nach dem Beginn der globalen Finanzkrise trug die konjunkturelle Arbeitslosigkeit wesentlich zu dem starken Rückgang der Produktionslücke bei, was den steilen Anstieg der Arbeitslosigkeit in diesem Zeitraum widerspiegelt.

Der Verlauf der von der Europäischen Kommission geschätzten Produktionslücke ähnelt grundsätzlich den Schätzungen der OECD und des IMF (Abbildung 2.4-4). Auch der HP-Filter (auf Basis der Prognosen und Schätzungen der EU-Kommission) liefert grundsätzlich ähnliche Verläufe für die Produktionslücke. Gleichwohl gibt es zum Teil Abweichungen von mehreren Prozentpunkten. Deutliche Unterschiede sind vor allem für die Schätzungen am aktuellen Rand zu verzeichnen. Dies gilt insbesondere für Deutschland: Gemäß der Schätzung der Europäischen Kommission liegt keine wesentliche Überauslastung der gesamtwirtschaftlichen Produktionskapazitäten bis zum Jahr 2019 vor. Dieses Ergebnis für den aktuellen Rand zeigt sich auch bei der Anwendung eines einfachen HP-Filters. Im Gegensatz dazu schätzt die OECD eine deutlich positive und sich öffnende Produktionslücke auf bis zu 4 Prozent im Jahr 2019.<sup>18</sup> Der IMF wiederum prognostiziert eine positive Produktionslücke von rund 1 Prozent.

Bei den anderen Ländern sind die Unterschiede am aktuellen Rand zwar etwas geringer, dennoch teilweise auch erheblich. Für Frankreich ergeben die Schätzungen kein einheitliches Bild darüber ab, ob die Produktionslücke am aktuellen Rand (Jahr 2017) weitgehend geschlossen ist (EU-Kommission und IMF) oder ob noch eine Unterauslastung von etwa 1 Prozent vorliegt (OECD). In ähnlichen Größenordnungen unterscheidet sich die Bewertung der Produktionslücke am aktuellen Rand für Italien: Während die Schätzungen der EU-Kommission für das Jahr 2017 einen Wert von etwa -0,5 Prozent ergeben, kommen OECD und IMF auf eine Produktionslücke von nahezu -2 Prozent. Größere Unterschiede von bis zu 3 Prozentpunkten gibt es rückblickend bei der Einschätzung der Produktionslücke Italiens für die Jahre 1995 bis 2000. Für Italien und Spanien ergeben die Schätzungen auf Basis des HP-Filters im Vergleich zu den anderen Schätzungen eine höhere Überauslastung vor dem Beginn der globalen Finanzkrise und eine etwas geringere Unterauslastung danach. Für Spanien gehen die Einschätzungen der Institutionen am aktuellen Rand ebenfalls weit auseinander: Während EU-Kommission und IMF für das Jahr 2017 eine weitgehend geschlossene Produktionslücke sehen, liegt die Unterauslastung gemäß der OECD noch bei rund 3 Prozent. Schließlich kommen die Schätzungen für die Produktionslücke in den Niederlanden am aktuellen Rand zu recht einheitlichen Ergebnissen.

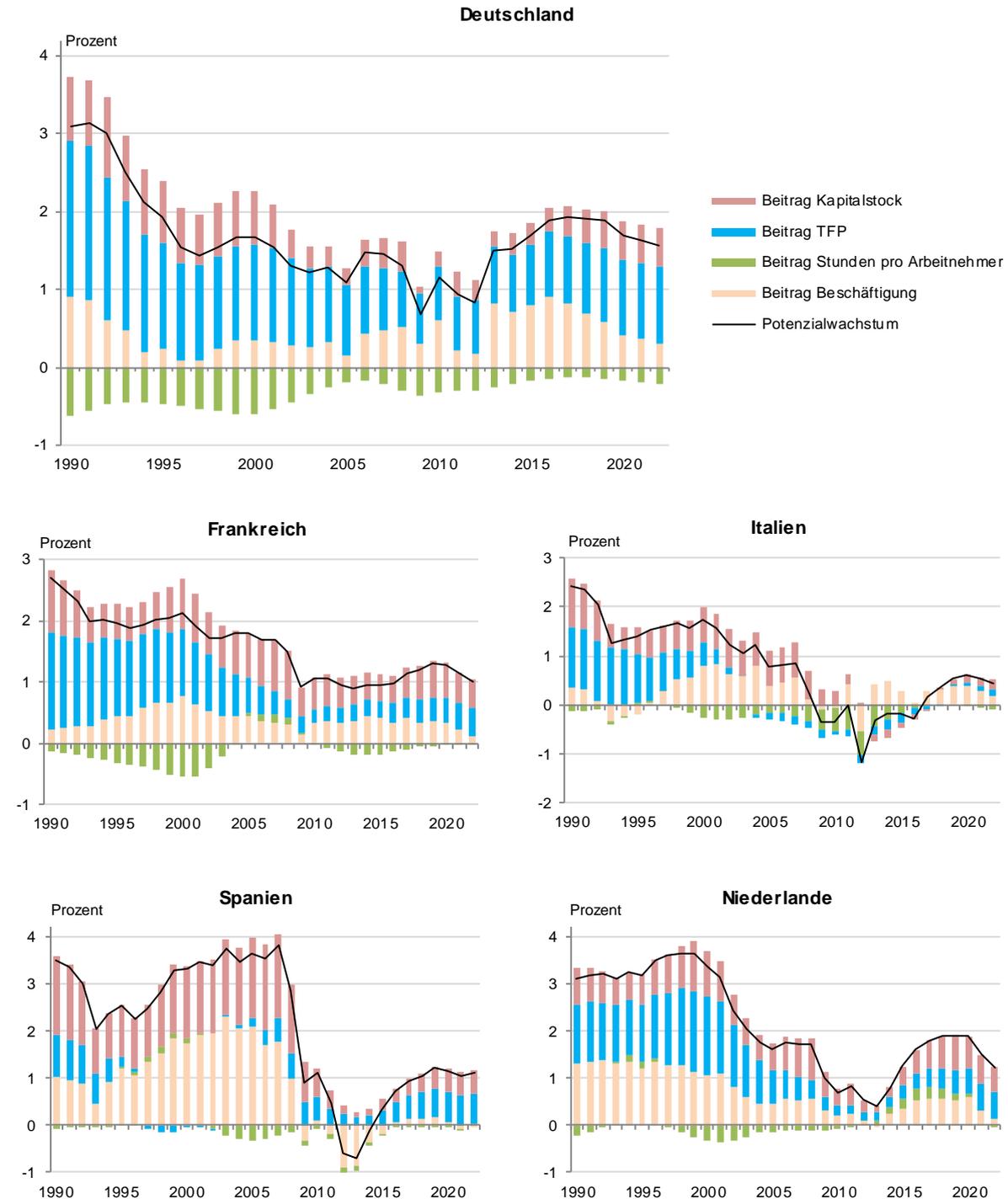
---

stunden je Beschäftigten ( $0,65 \cdot (\ln(HOURS) - \ln(HOURST))$ ) und konjunkturelle Arbeitslosigkeit ( $0,65 \cdot (\ln(1 - U) - \ln(1 - NAWRU))$ ) zerlegt werden.

<sup>18</sup> Ein wesentlicher Grund für diesen Unterschied ist, dass die OECD aktuell eine deutlich höhere NAWRU aufweist, die auch in den Jahren 2018 und 2019 annähernd konstant bleibt. Die Europäische Kommission hingegen geht von einer niedrigeren und weiter sinkenden NAWRU aus.

Demnach steigt die Produktionslücke von im Jahr 2017 etwa normal ausgelasteten Produktionskapazitäten allmählich an.

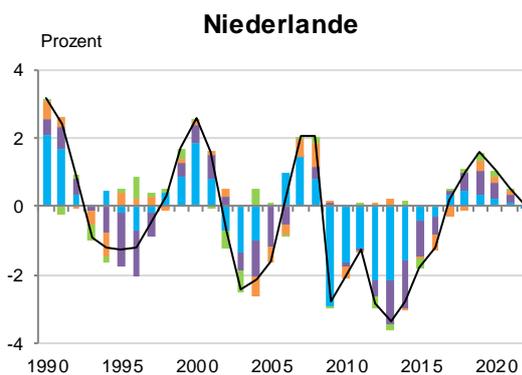
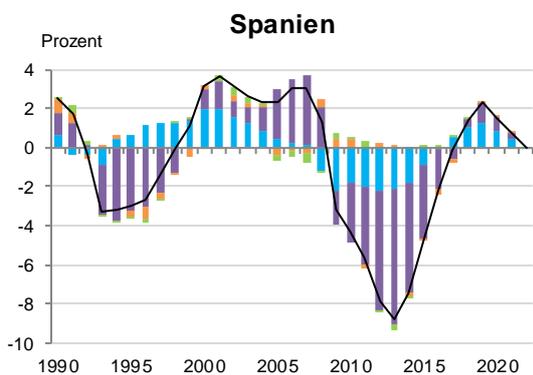
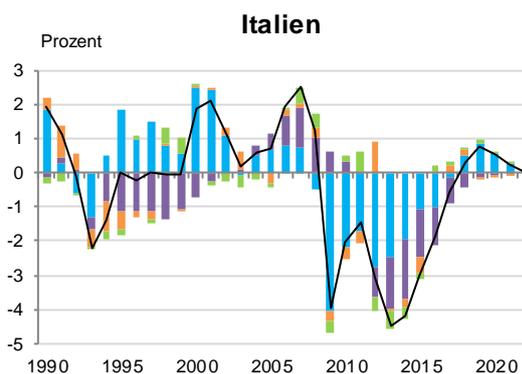
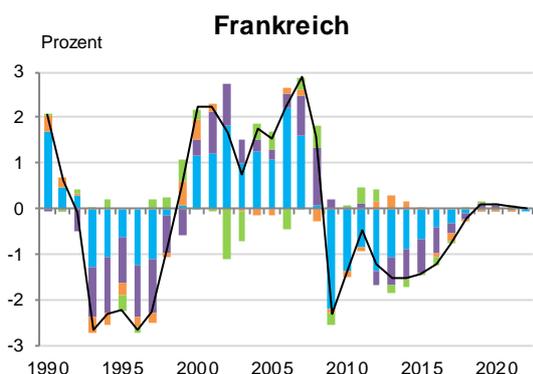
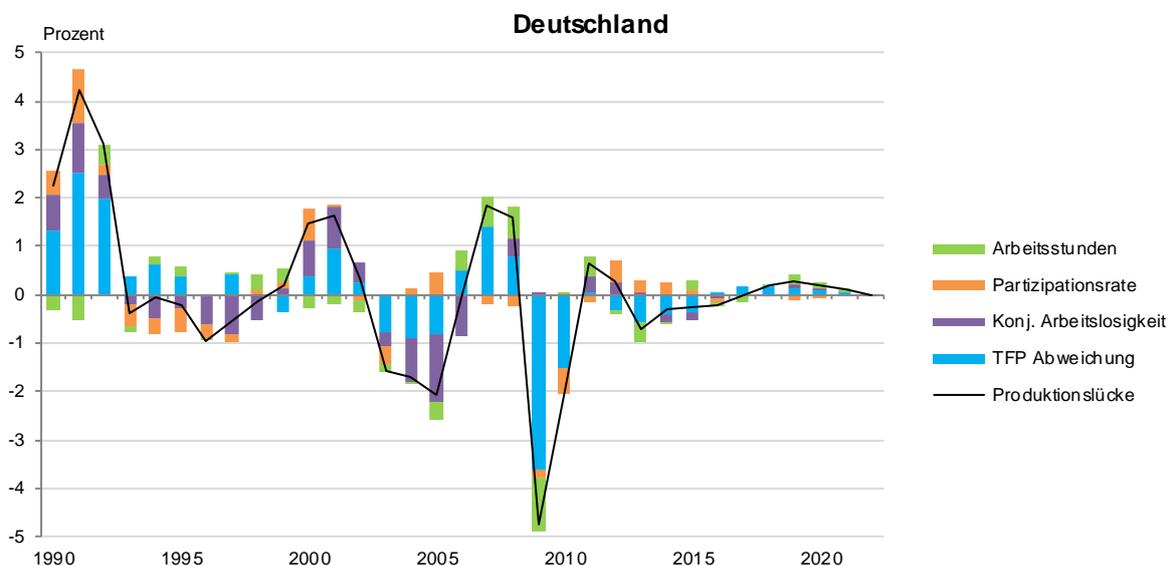
**Abbildung 2.4-2:**  
**Potenzialwachstum und Wachstumsbeiträge**



Jahresdaten.

Quelle: Europäische Kommission, Herbst 2017; eigene Darstellung.

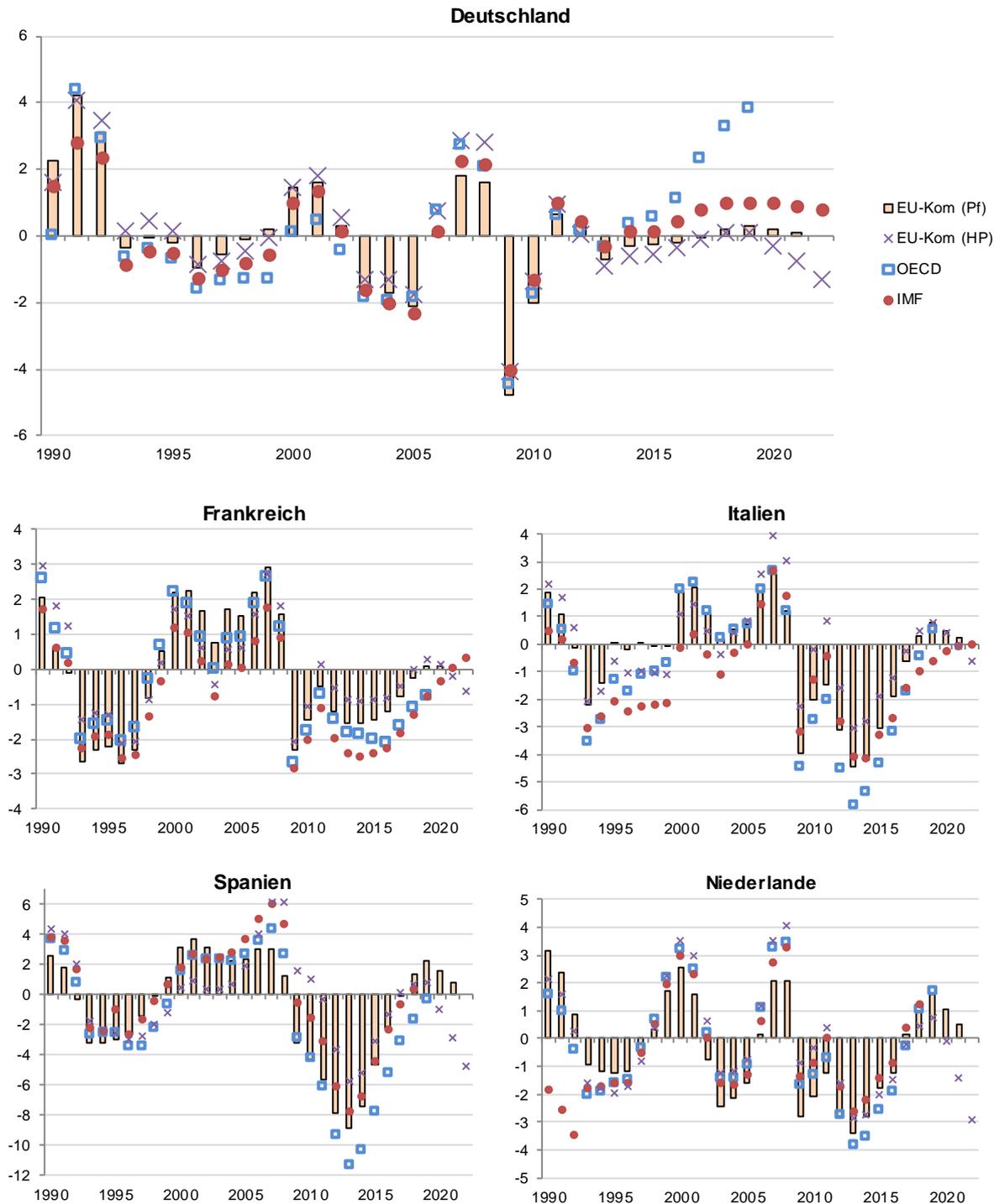
Abbildung 2.4-3:  
Zerlegung der Produktionslücke in trendbereinigte Komponenten



Jahresdaten.

Quelle: Europäische Kommission, Herbst 2017; eigene Berechnungen.

**Abbildung 2.4-4:**  
Entwicklung der Produktionslücke nach Schätzungen verschiedener Institutionen



Jahresdaten.

Quelle: Europäische Kommission, Herbst 2017; IMF, Herbst 2017; OECD, Herbst 2017.

## 2.5 Fazit

Im Rahmen der Potenzialschätzung wird das Modell zur Bestimmung der NAWRU für jedes Mitgliedsland gesondert spezifiziert. Grundlegend werden zwei Versionen verwandt: einmal basierend auf der neukeynesianischen Phillips-Kurve (NKP) und einmal auf der traditionellen keynesianischen Phillips-Kurve (TKP). Wesentlicher Unterschied ist die abhängige Variable der jeweiligen Phillips-Kurve. Zudem wird im Modell der Europäischen Kommission bei der TKP ein Interzept im Zyklus zugelassen, wobei dies nicht notwendig für diese Version ist. Alternativ könnte auch ein Interzept in der Phillips-Kurve modelliert werden. In der NKP ist kein Interzept im Zyklus vorgesehen, was allerdings dazu führte, dass seit dem Wechsel zur NKP in den betroffenen Ländern das Schätzergebnis nachträglich noch um den vorher geschätzten Interzeptwert korrigiert wird. Die Setzung mit Interzept im Zyklus führt zu einem Arbeitsmarktzyklus der im Mittel von null abweichen kann. Dies wiederum überträgt sich auf eine Produktionslückenschätzung, die im Mittel von null abweicht. Da es keine theoretische Fundierung gibt und es auch keine datengestützte Evidenz für ein Interzept im Zyklus im Rahmen des Modells geben kann, plädieren wir dafür, das Interzept im Falle der TKP in die Phillips-Kurvengleichung zu integrieren und im Falle der NKP von der nachträglichen Anpassung der Schätzergebnisse Abstand zu nehmen.

Im Ankerverfahren wird in einem ersten Schritt ein struktureller Wert (Anker) für die Arbeitslosigkeit anhand einer Panelregression mit festen Effekten ermittelt, wobei die NAWRU als abhängige Variable dient. Der Anker wird als Größe aufgefasst, zu der die NAWRU konvergieren soll. Während anhand der Panelregression durchaus die Möglichkeit bestehen dürfte, den Einfluss struktureller Größen auf die NAWRU stabil zu messen, ist bei der Herleitung des Ankerwerts Vorsicht geboten. Dieser hängt wesentlich von den länderspezifischen Effekten ab. Da die Residuen vieler Länder instationär sind, lässt sich dieser länderspezifische Effekt jedoch nicht stabil schätzen. Die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells zeigt, dass die Annahme der Konvergenz der NAWRU zum Ankerwert von den Daten nicht gestützt wird. In Kapitel 5 wird daher vorgeschlagen, strukturelle Größen in anderer Weise in das Verfahren zur NAWRU-Schätzung einzubinden.

Die NAWRU wird von der Europäischen Kommission anhand einer „bounded“ Maximum-Likelihood-Schätzung ermittelt. Die Begrenzungen der Varianzen sind dabei zur Regularisierung der Schätzung nötig: Da bei nicht-stationären abhängigen Variablen die Schätzung des Modells mit einer im Hinblick auf alle Modellparameter wenig informativen Likelihood konfrontiert sein kann, gibt es immer wieder Probleme bei der „freien“ Schätzung dieser Modelle. Dies kann sich in fehlender Konvergenz der numerischen Verfahren oder einer extremen Veränderung der Schätzergebnisse bei geringer Modifikation der Daten (z.B. nur wenige zusätzliche Datenpunkte) äußern. Durch zusätzliche Informationen von außen bzw. entsprechende Setzungen kann dieses Problem gemildert werden. Die Varianzbegrenzungen stellen solche Setzungen dar. Diese erfolgen aber ad hoc und wenig transparent. Auch können unter Umständen relativ unscheinbar wirkende Veränderungen bei den Varianzbegrenzungen merklich andere Ergebnisse zur Folge haben.

Die TFP wird mit Hilfe eines bayesianischen Schätzverfahrens geschätzt. Hierfür sind Apriori-Annahmen zu treffen, die – ähnlich wie bei der bounded Maximum-Likelihood-Schätzung der NAWRU – den zulässigen Parameterraum einschränken und darüber hinaus a priori besonders „geeignete“ Werte vorgeben. Dies kann hilfreich sein, um echtes Apriori-Wissen – sei es aus früheren empirischen Studien erwachsen oder aus theoretischen Überlegungen abgeleitet – in die Schätzung einfließen zu lassen. Zudem erlauben sie insbesondere im Fall von in bestimmten Dimensionen wenig informativen Daten, überhaupt Schätzergebnisse zu erlangen. Gerade dann sind die Priors aber auch sehr bedeut-

sam und können die Schätzergebnisse maßgeblich beeinflussen. Die Sensitivitätsanalyse hat gezeigt, dass dieses Problem für einzelne Parameter tatsächlich vorliegt. Daraus lässt sich nicht zwingend die Forderung ableiten, auf das bayesianische Schätzverfahren zu verzichten. Erneut erfolgen viele Setzungen aber ad hoc und werden nicht transparent begründet.

Essentiell für die Glaubwürdigkeit des EU-Verfahrens – speziell im politischen Raum – ist es aus unserer Sicht, Setzungen der Varianzbegrenzungen für die NAWRU-Schätzung und der Priors für die TFP-Schätzung ausführlich, schlüssig und replizierbar zu begründen. Dies gilt ganz besonders dann, wenn Setzungen im Zeitablauf geändert werden. Fehlende Begründungen oder Rechtfertigungen der Art, dass geänderte Varianzbegrenzungen oder Priors „plausiblere Ergebnisse“ erzeugten, führen die Verfahren ad absurdum. Denn durch „geeignete“ Setzungen lassen sich fast alle „gewünschten“ Ergebnisse produzieren. Die Komplexität der Verfahren dient dann eher der Verschleierung der durch die mit der Setzung einhergehenden Subjektivität der Ergebnisse, also letztlich der Produktionslücke. Daher sollten Anpassungen, die möglicherweise aus guten Gründen vorgenommen werden, gut begründet und von einer Sensitivitätsanalyse begleitet werden, die darüber Auskunft gibt, wie sich die Produktionslücke bei unverändertem Annaherahmen entwickelt hätte.

Auffällig beim derzeitigen EU-Verfahren ist schließlich, dass die Regularisierung im Falle der TFP über bayesianische Priors, im Falle der NAWRU über Varianzbegrenzungen erreicht wird. Zwar sind beide Ansätze grundsätzlich geeignet, sie passen methodisch aber nicht so recht zusammen. Wir vermuten, dass hier gewisse Pfadabhängigkeiten im Entwicklungsprozess ursächlich sind.

### **3 Analyse der Revisionen vergangener Potenzial- und Produktionslückenschätzungen**

#### **3.1 Überblick über die Revisionen bei der Potenzialschätzung**

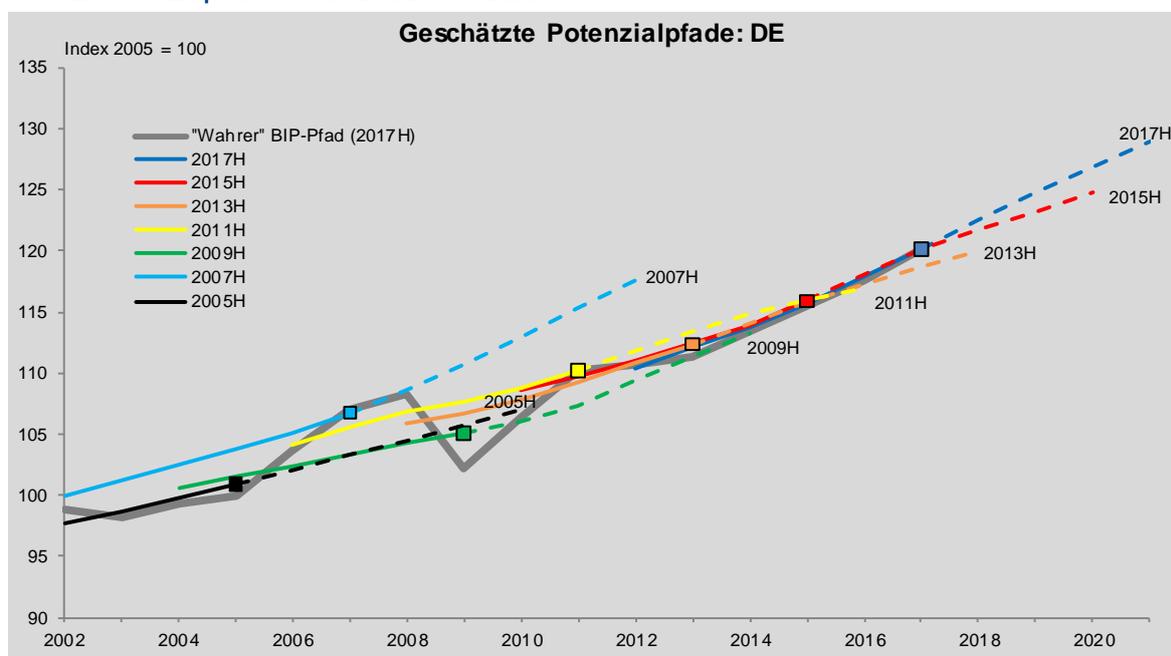
Dieser Abschnitt veranschaulicht den Umfang und den Zeitpunkt von Revisionen bei den vergangenen Schätzungen des Produktionspotenzials und der Produktionslücke. Es werden zunächst für die fünf Kernländer die Revisionen verschiedener Potenzialpfade zusammen mit dem tatsächlichen Verlauf des Bruttoinlandsprodukts diskutiert. Danach werden die geschätzten Potenzialwachstumsraten sowie ihre Wachstumskomponenten über die verschiedenen Schätzzeitpunkte hinweg dargestellt. Schließlich wird gezeigt, wie sich die Einschätzungen der EU-Kommission bezüglich der Produktionslücke für bestimmte Jahre über die Zeit entwickelt haben und welchen Komponenten diese veränderten Einschätzungen zugeschrieben werden können.

##### **3.1.1 Revisionen der Potenzialpfade**

Abbildungen 3.1-1–3.1-5 zeigen die jeweils geschätzten Pfade des Produktionspotenzials aus den Herbstprognosen zwischen 2005 und 2017, zusammen mit dem tatsächlichen Verlauf des Bruttoinlandsprodukts gemäß Datenstand vom Herbst 2017. Der Abstand zwischen dem Bruttoinlandsprodukt und dem Potenzial im Jahr der jeweiligen Schätzung wurde so gewählt, dass dieser mit der Echt-

zeit-Schätzung der Produktionslücke für das jeweilige Jahr übereinstimmt.<sup>19</sup> Der Abstand zwischen dem Bruttoinlandsprodukt und dem jeweiligen Potenzialpfad entspricht somit der jeweiligen Einschätzung zur konjunkturellen Lage: Liegt der Potenzialpfad zum Zeitpunkt der Schätzung oberhalb des Bruttoinlandsprodukts, attestierte die EU-Kommission hier eine Unterauslastung. Für Deutschland (Abbildung 3.1-1) sind die Revisionen insgesamt vergleichsweise moderat. Mit Ausnahme der Schätzung aus dem Herbst 2007, als die EU-Kommission ein etwas höheres Potenzial und einen etwas steileren Verlauf ermittelte, liegen die Potenzialpfade in den übrigen Jahren in etwa auf vergleichbarem Niveau. Bemerkenswert ist, dass eine Extrapolation des Pfades aus dem Herbst 2005 den tatsächlichen Verlauf des Bruttoinlandsprodukts bis 2017 recht gut abgebildet hätte. Da der langjährige Trend des BIP-Verlaufs für die deutsche Volkswirtschaft in diesem Zeitraum offenbar recht stabil war, blieben die Revisionen der Potenzialschätzung eher begrenzt.

**Abbildung 3.1-1:**  
**Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Deutschland**



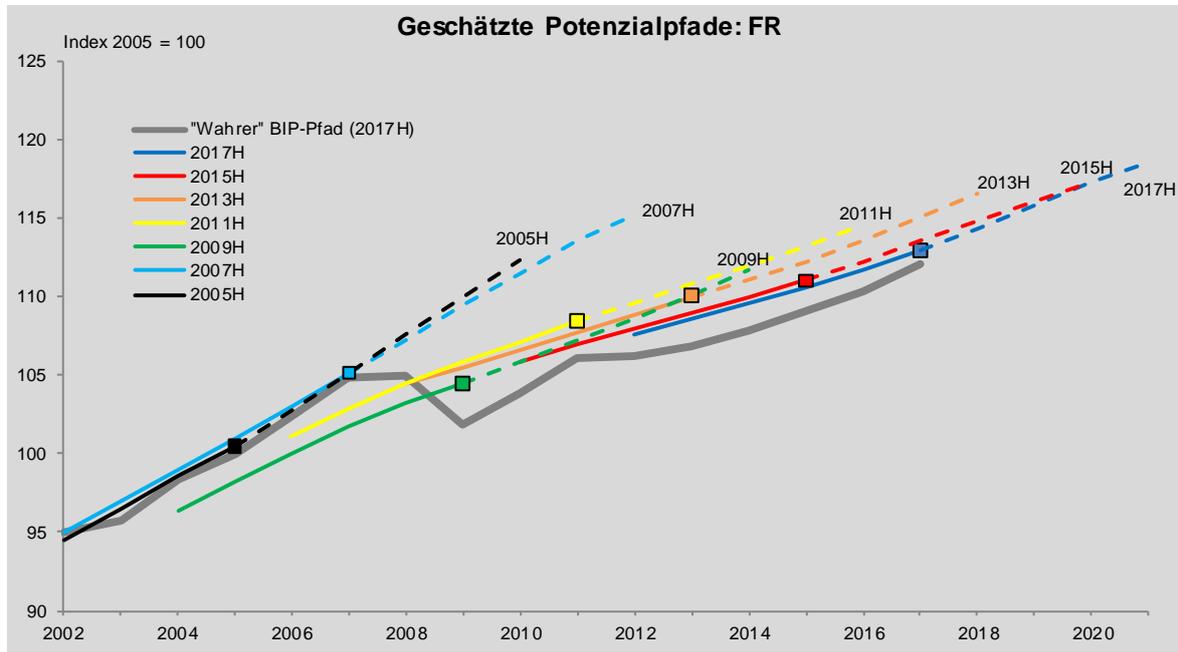
Gestrichelt: Mittelfristige Projektion. Der Abstand zwischen Bruttoinlandsprodukt und Potenzial im jeweiligen Jahr der Schätzung (Markierung) entspricht der Echtzeitschätzung der Produktionslücke.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

Im Gegensatz dazu sind die Revisionen der Potenzialpfade in den anderen großen Ländern des Euro-raums erheblich. Für Frankreich (Abbildung 3.1-2) sind die Potenzialpfade nach der globalen Finanz-krise sukzessive nach unten angepasst worden. Der Potenzialpfad ist insgesamt flacher geworden.

<sup>19</sup> Die ausgewiesenen Werte für das Potenzial sind über die verschiedenen Echtzeit-Datenstände („Vintages“) nicht direkt vergleichbar, denn zum einen wurden unterschiedliche Referenzjahre für die Preisbereinigung verwendet, zum anderen wurde das Bruttoinlandsprodukt von Zeit zu Zeit angepasst (Benchmark-Revisionen). Aufgrund dieser Schwierigkeiten bei der Vergleichbarkeit der Reihen wurde in der Abbildung der Pfad des tatsächlichen Bruttoinlandsprodukts gemäß des aktuellsten Datenstandes zugrunde gelegt (2005=100). Die jeweils geschätzten Potenzialpfade wurden skaliert und an diesen tatsächlichen BIP-Verlauf angepasst, indem das geschätzte Potenzial im Jahr der Schätzung einen Abstand zur BIP-Reihe hat, welcher der Echtzeitschätzung der Produktionslücke entspricht.

**Abbildung 3.1-2:**  
**Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Frankreich**

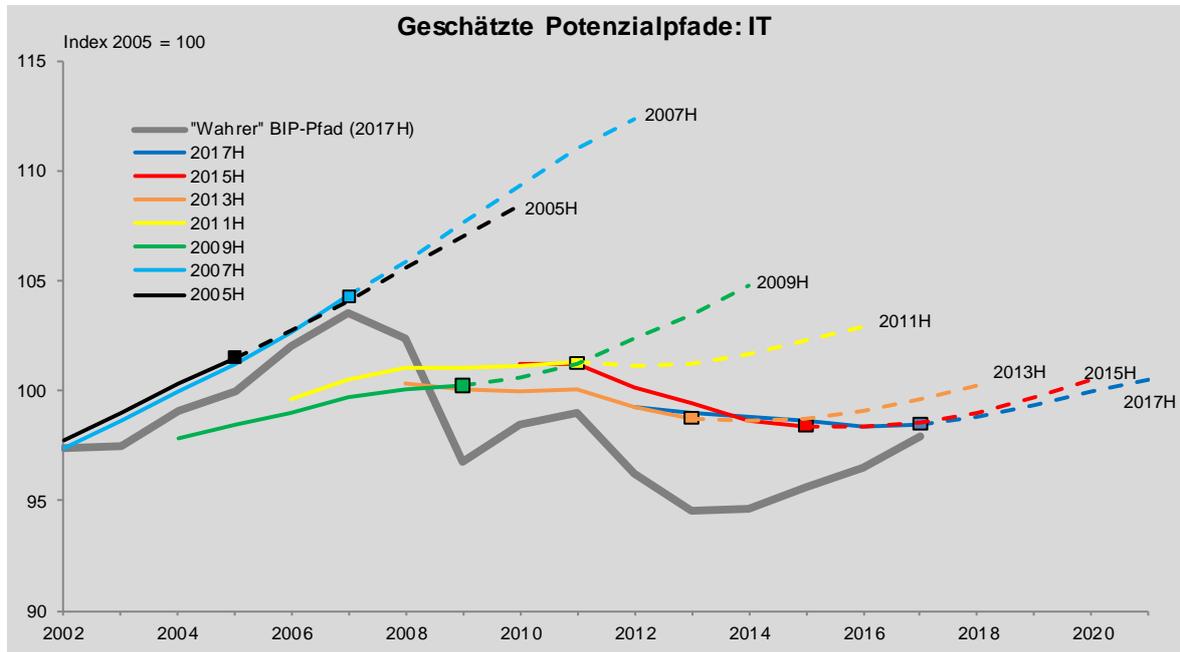


Gestrichelt: Mittelfristige Projektion. Der Abstand zwischen Bruttoinlandsprodukt und Potenzial im jeweiligen Jahr der Schätzung (Markierung) entspricht der Echtzeitschätzung der Produktionslücke.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

Noch deutlicher ist das Abflachen der geschätzten Potenzialpfade bei Italien, dessen gesamtwirtschaftliche Produktion seit der Finanzkrise spürbar zurückgegangen ist und erst seit 2015 wieder allmählich zugelegt hat (Abbildung 3.1-3). Die geschätzte Potenzialrate war demzufolge über die vergangenen Jahre leicht negativ und selbst eine Expansion von nur rund 1 Prozent jährlich führte in der jüngeren Vergangenheit zu einem raschen Schließen der Produktionslücke. Für Spanien, das wie Italien stark von der Finanzkrise und der Schuldenkrise im Euroraum betroffen war, wurden die Potenzialpfade ebenfalls deutlich nach unten korrigiert (Abbildung 3.1-4). Die geschätzte Potenzialrate im Jahr 2013 war mit minus 1,5 Prozent deutlich im negativen Bereich. Im Unterschied zu Italien setzte in der Folge allerdings eine kräftige Erholung des Bruttoinlandsprodukts ein. Diese schlägt sich in den späteren Potenzialschätzungen der EU-Kommission in deutlichen Aufwärtsrevisionen nieder. Bemerkenswert ist die um gut 4 Prozent höhere Einschätzung des Potenzials für das Jahr 2013 nur zwei Jahre später im Herbst 2015. Für die Niederlande zeigt sich ein ähnlicher Verlauf wie bei Spanien mit einem Abflachen der geschätzten Potenzialpfade nach der Finanzkrise, gefolgt von späteren Aufwärtsrevisionen (Abbildung 3.1-5); allerdings ist dieses Muster weit weniger ausgeprägt als bei Spanien.

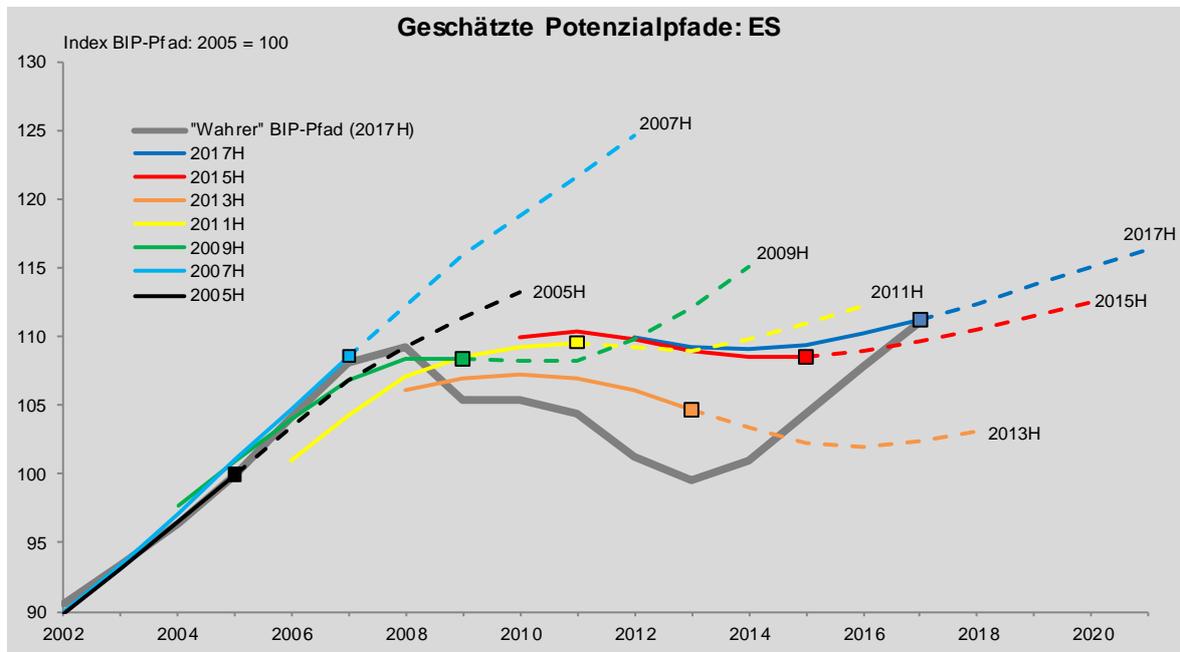
**Abbildung 3.1-3:**  
Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Italien



Gestrichelt: Mittelfristige Projektion. Der Abstand zwischen Bruttoinlandsprodukt und Potenzial im jeweiligen Jahr der Schätzung (Markierung) entspricht der Echtzeitschätzung der Produktionslücke.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

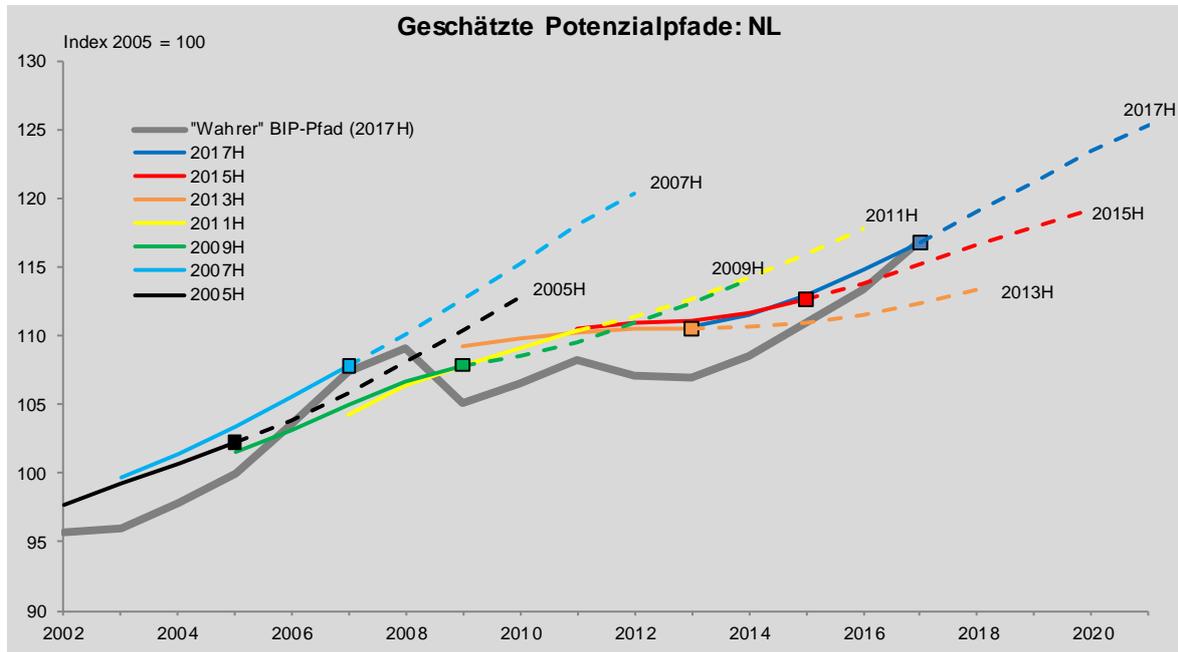
**Abbildung 3.1-4:**  
Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Spanien



Gestrichelt: Mittelfristige Projektion. Der Abstand zwischen Bruttoinlandsprodukt und Potenzial im jeweiligen Jahr der Schätzung (Markierung) entspricht der Echtzeitschätzung der Produktionslücke.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

**Abbildung 3.1-5:**  
**Geschätzte Potenzialpfade über die Zeit: Niederlande**



Gestrichelt: Mittelfristige Projektion. Der Abstand zwischen Bruttoinlandsprodukt und Potenzial im jeweiligen Jahr der Schätzung (Markierung) entspricht der Echtzeitschätzung der Produktionslücke.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

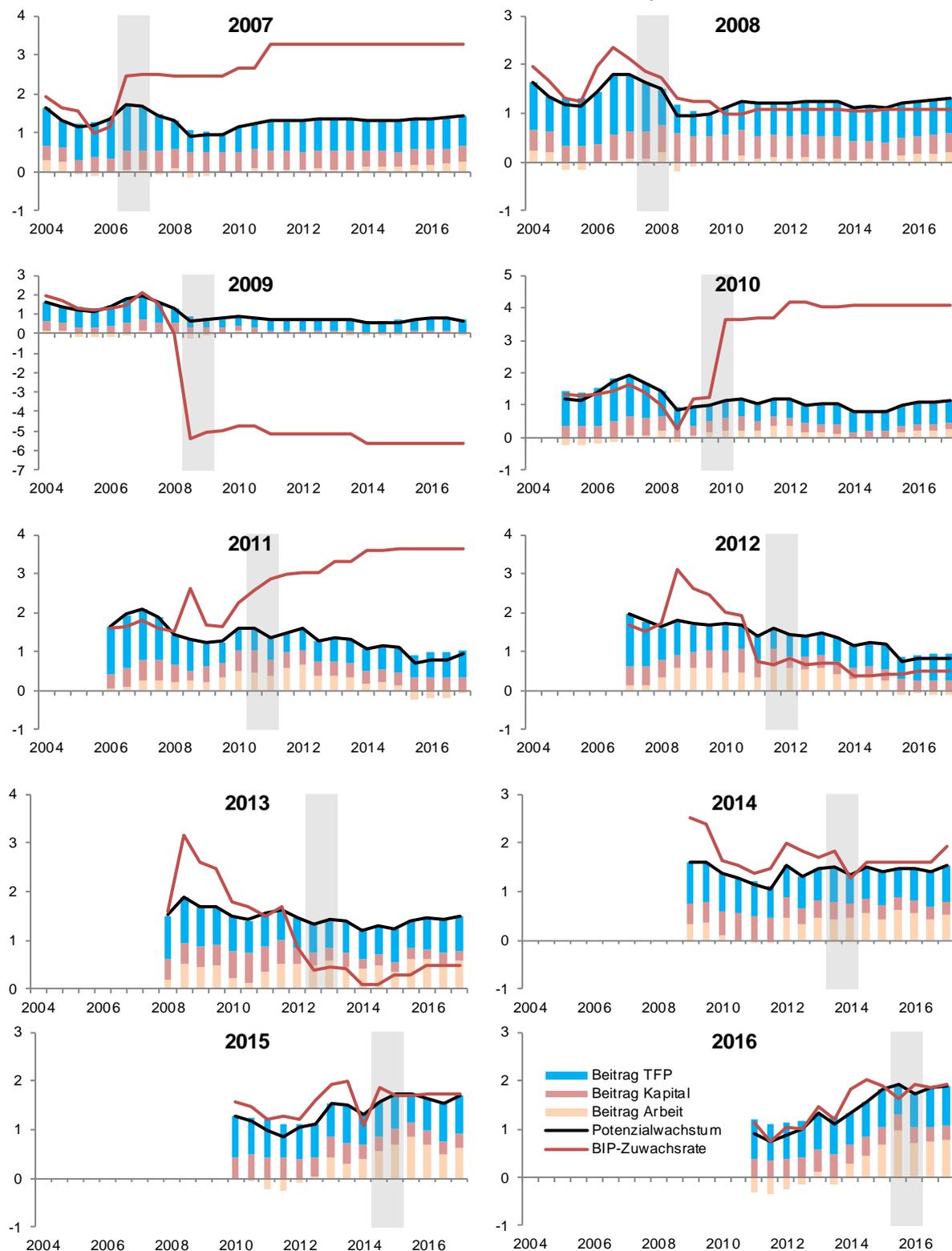
### 3.1.2 Revisionen des Potenzialwachstums

Die folgende Abbildungsserie zeigt, wie sich die Einschätzungen der EU-Kommission über die Wachstumsrate des Produktionspotenzials eines bestimmten Jahres in ihren Prognosen von Halbjahr zu Halbjahr entwickelt haben. An den horizontalen Achsen sind daher die jeweiligen (halbjährlichen) Schätzzeitpunkte der Europäischen Kommission zwischen Herbst 2004 und Herbst 2017 abgetragen. Die dargestellten Werte in einer Abbildung beziehen sich immer auf die Schätzungen für das in der Bildüberschrift genannte Jahr. Die jeweilige Frühjahrs- und Herbstschätzung aus dem betrachteten Jahr ist grau hinterlegt. Veränderungen der Potenzialrate rechts dieses grau schattierten Bereichs zeigen also, dass die Kommission ihre Einschätzung im Nachhinein revidiert hat.

Die Potenzialrate lässt sich in die Wachstumsbeiträge des potenziellen Arbeitsvolumens, des Kapitalstocks und des TFP-Trends zerlegen. Die Abbildungen zeigen auch, mit welchen Veränderungen bei diesen Komponenten des Potenzials eine Neubewertung des Potenzialwachstums einhergegangen ist. Darüber hinaus sind die Revisionen für die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts in den Abbildungen enthalten, wobei Änderungen bis einschließlich des grau markierten Bereichs als Prognosefehler bzw. Prognoseanpassungen zu bewerten sind, während Änderungen rechts davon Datenrevisionen darstellen.

Für Deutschland (Abbildung 3.1-6) erscheinen die Potenzialraten insgesamt einigermaßen stabil. Lediglich in der Phase vor der Finanzkrise, insbesondere im Jahr 2007, lagen die damals geschätzten Potenzialraten für Jahre 2007-2011 erkennbar höher und sind in der Folgezeit nach unten revidiert worden. Lagen die geschätzten Potenzialraten im Jahr 2007 für die Folgejahre noch zwischen 1,5 Prozent und 2 Prozent, betrug sie nach einer Neubewertung im Jahr 2009 nur noch etwa 1 Prozent.

Abbildung 3.1-6:  
Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Deutschland



Veränderungsrate in Prozent. Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten. Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

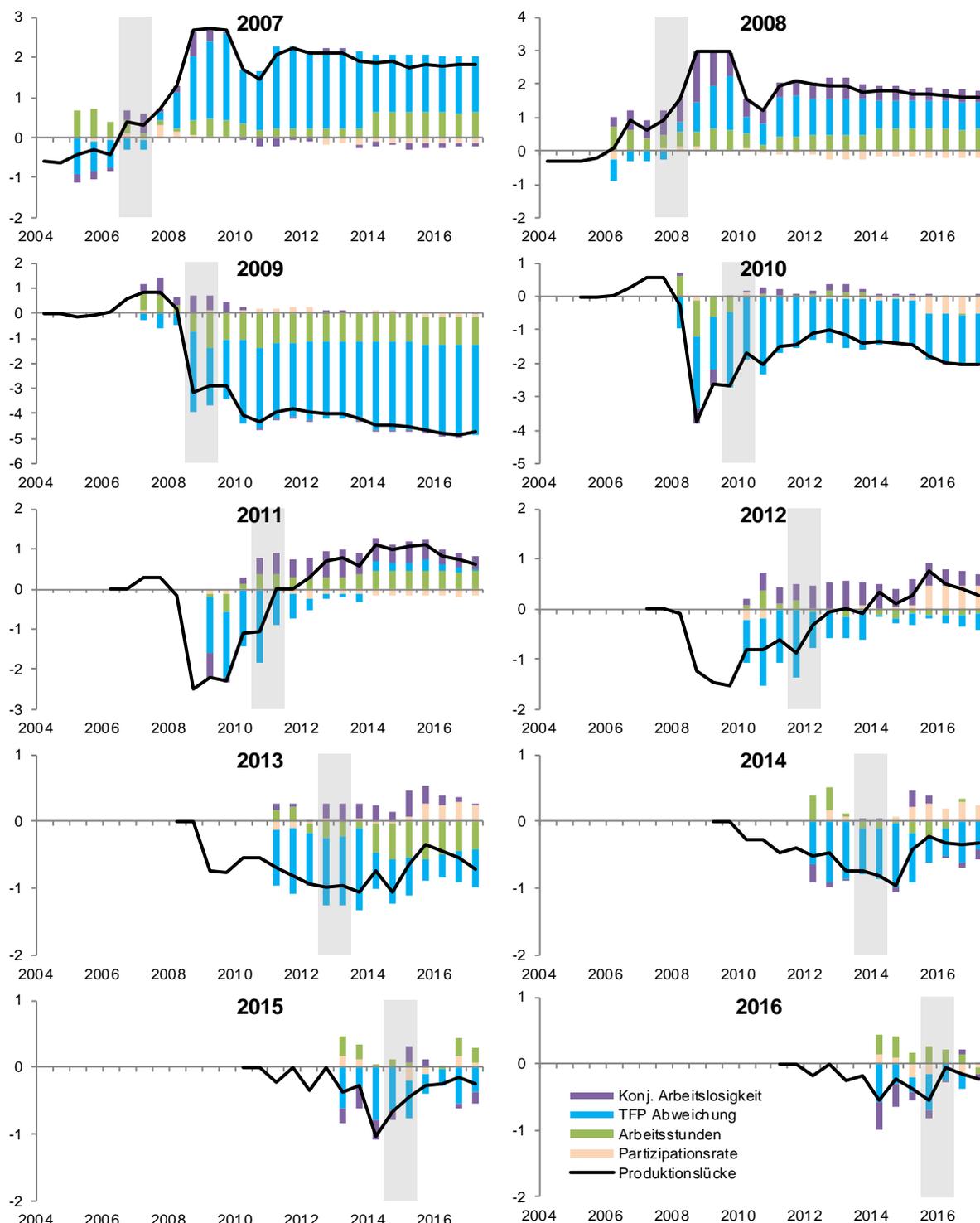
Diese Neubewertungen der Potenzialrate bewirkten einen flacheren Potenzialpfad. Sie resultieren daher (bei gegebenem Pfad der BIP-Expansion) in der Ex-post-Bewertung zu einer sichtbar positiven Produktionslücke vor der Finanzkrise und zu einer geringeren negativen Lücke während und nach der Krise. Der Trend der TFP liefert für gewöhnlich den größten Beitrag zum Potenzialwachstum. Nicht zuletzt gehen auch die Revisionen der Schätzungen aus den Vorkrisenjahren mit einer geringeren Einschätzung des Anstiegs des TFP-Trends einher. Insbesondere die Revisionen für die Jahre 2011 und 2012 beruhen aber auf merklichen Revisionen beim Wachstumsbeitrag des Faktors Arbeit.

Für Frankreich (Abbildung A-3.1-1) zeigt sich ein ähnliches Muster, insbesondere im Hinblick auf die Revisionen nach der Finanzkrise. Im Unterschied zu Deutschland sind die Potenzialraten hier aber etwas stärker und dauerhaft nach unten revidiert worden. Noch gravierender sind die Abwärtsrevisionen im Fall von Italien, die durchschnittlich mehr als 1 Prozentpunkt pro Jahr ausmachen (Abbildung A-3.1-2). So ist das Potenzialwachstum für die Jahre 2009 bis einschließlich 2016 in der Rückbetrachtung durchgängig negativ; in der Echtzeit-Schätzung für das jeweils laufende Jahr ist die Potenzialrate ab 2012 ebenfalls negativ. Die Abwärtsrevision wird im Fall von Italien nicht allein der TFP zugeschrieben. Insbesondere für die Jahre 2008 bis 2013 zeigt sich, dass sich ein vormals positiv eingeschätzter Beitrag des Arbeitsvolumens zumeist ins Gegenteil verkehrt hat. Auch für Spanien (Abbildung A-3.1-3) dreht der Beitrag des Arbeitsvolumens in den Jahren 2009-2014 deutlich ins Negative – aufgrund einer um rund 10 Prozentpunkte höheren Einschätzung der NAWRU. Später, nach Einsetzen der Erholung in Spanien, wurde dieser negative Beitrag des Arbeitsvolumens zum Teil wieder reduziert und die NAWRU wurde nun wieder um rund 5 Prozentpunkte geringer eingeschätzt. Auffällig ist, dass die TFP in Spanien nur vergleichsweise wenig zum Potenzialwachstum beigetragen hat und der geschätzte Wachstumsbeitrag nach der Krise nicht geringer, sondern tendenziell größer wurde. Darüber hinaus geht ein bedeutender Teil der Rückgänge in der Potenzialrate auf das Konto einer geringeren Investitionstätigkeit, so dass der Wachstumsbeitrag des Kapitalstocks nach der Finanzkrise und der geplatzten Immobilienblase zurückging. Für die Niederlande (Abbildung A-3.1-4) zeigt sich ein ähnliches Bild wie für Deutschland und Frankreich, mit Abwärtsrevisionen der Potenzialrate insbesondere für die Jahre 2009 bis 2016. Auffällig ist jedoch, dass es zuletzt angesichts der kräftigen wirtschaftlichen Erholung wieder zu Aufwärtsrevisionen des niederländischen Potenzialwachstums für die Jahre 2013 bis 2016 gekommen ist.

### 3.1.3 Revisionen der Produktionslücke

Im Folgenden wird schließlich dargestellt, wie sich die Einschätzung der EU-Kommission bezüglich der Produktionslücke eines bestimmten Jahres von Schätzzeitpunkt zu Schätzzeitpunkt entwickelt hat. An den horizontalen Achsen der Abbildungsserie sind also wie im Abschnitt zuvor nicht die Jahre als solche abgetragen, sondern die jeweiligen halbjährlichen Schätzzeitpunkte der Europäischen Kommission zwischen Herbst 2004 und Herbst 2017. Das Jahr, auf das sich die verschiedenen Schätzungen beziehen, ist wiederum in der Bildüberschrift genannt. Die Produktionslücke lässt sich zudem zerlegen in die Beiträge derjenigen Komponenten der Produktionsfunktion, die jeweils einzeln trendbereinigt werden. Somit setzt sich die gesamte Produktionslücke rechnerisch zusammen aus den Trendabweichungen der Partizipationsrate, der Arbeitsstunden je Erwerbstätigen und der TFP sowie der Abweichung der Arbeitslosigkeit von der NAWRU (konjunkturelle Arbeitslosigkeit). Die Abbildungen zeigen somit auch, welchen Komponenten der Potenzialschätzung die Neubewertung der Produktionslücke in besonderem Maße zugeschrieben werden können.

Abbildung 3.1-7:  
Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Deutschland



Produktionslücke (in Prozent) für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

Die Kommission hat ihre Einschätzung zur Produktionslücke zum Teil sehr deutlich revidiert. Für Deutschland (Abbildung 3.1-7) sind die Neubewertungen der Produktionslücke insbesondere im Umfeld der Finanzkrise und der Euro-Schuldenkrise erheblich. So lagen die Schätzungen der Produktionslücke für die Jahre 2007 und 2008 im Jahr 2007 nur knapp über null, wurden jedoch nach Beginn der Krise auf fast 3 Prozent nach oben revidiert. Diese Aufwärtsrevision wurde größtenteils der Abweichung der TFP von ihrem Trend zugeschrieben. Als die deutsche Volkswirtschaft sich im Gefolge der Krise in den Jahren 2010 und 2011 mit hohen BIP-Zuwachsraten erholte, wurde die Produktionslücke für die Vorkrisenzeit wieder etwas nach unten korrigiert. Mit dem Einsetzen der Euro-Schuldenkrise und der damit verbundenen Eintrübung der Konjunktur auch in Deutschland wurde die Produktionslücke abermals deutlich revidiert: In den Jahren 2011 und 2012 wurde die Produktionslücke für das jeweils laufende Jahr negativ eingeschätzt; in der Folgezeit der einsetzenden Krise wurde die Produktionslücke für diese Jahre deutlich in den positiven Bereich revidiert. Wiederum spielt die TFP bei der Neubewertung eine entscheidende Rolle.

Auch für Frankreich, Italien, Spanien und die Niederlande (Abbildung A-3.1-5 bis A-3.1-8) wurden die Schätzungen der Produktionslücke für die Vorkrisenzeit von zunächst negativen Werten auf teilweise über 3 Prozent in Relation zum Produktionspotenzial angehoben. Im Gegensatz zu Deutschland wurde (mit Ausnahme der Niederlande) ein großer Teil dieser Aufwärtsrevisionen einer konjunkturellen Überbeschäftigung zugeschrieben, was insbesondere im Fall von Spanien sehr auffällig ist. Bei Frankreich und Italien wird ein Teil der Revision auch der Abweichung der TFP von ihrem nun niedriger eingeschätzten Trend zugeschrieben, für die Niederlande der größte Teil. Bemerkenswert ist, dass die Echtzeitschätzungen der Produktionslücke für das jeweils laufende Jahr in Frankreich, Italien und Spanien durchgängig negativ waren. Für Frankreich im Besonderen, aber auch für Italien zeigt sich die Tendenz, die Produktionslücke im Nachhinein (in den Abbildungen der Bereich rechts der grau markierten Fläche) allmählich nach oben zu revidieren. Hierin kommt die über viele Jahre gegenüber den Prognosen schwächere Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts zum Ausdruck. Im Fall von Spanien, dessen Volkswirtschaft seit 2014 deutlich stärker expandierte als die jeweiligen Kurzfristprognosen erwarten ließen, sind die geschätzten Produktionslücken demgegenüber im Nachhinein auch nach unten revidiert worden, beispielsweise für die Jahre 2012 und 2013. Im Hinblick auf die Beiträge der Komponenten wird bei Deutschland, Frankreich und den Niederlanden deutlich, dass der größte Teil der Produktionslücke der TFP-Abweichung zugeschrieben wird. Im Fall von Italien wird ein merklicher Teil auch am Arbeitsmarkt „verbucht“, bei Spanien spielt die konjunkturelle Arbeitslosigkeit sogar die dominierende Rolle beim Ausmaß der Produktionslücke. Aus ökonomischer Sicht erscheint es plausibel, dass die konjunkturelle Arbeitslosigkeit in Ländern wie Spanien einen relativ größeren Teil der Produktionslücke ausmacht, da die tatsächliche Arbeitslosigkeit hier – im Gegensatz zu Deutschland und den Niederlanden – besonders stark gestiegen ist.

### **3.2 Ursachen der Revisionen der Produktionslücke**

In diesem Abschnitt soll näher analysiert werden, was die Ursachen für die im vorherigen Abschnitt dargestellten Revisionen der Produktionslücke sind. So können Revisionen der Produktionslücke zurückgehen auf

- a) Revisionen vergangener (ex-post) Daten vonseiten der amtlichen Statistik,
- b) Prognosefehler bei der Kurzfristprognose und
- c) Änderungen der zugrundeliegenden Schätzmethodik.

Eine genaue Quantifizierung der drei Gründe ermöglicht ein besseres Verständnis des Einflusses von Prognosefehlern auf die Schätzung der Produktionslücke für verschiedene Projektionshorizonte. Darüber hinaus kann diese Aufschluss darüber geben, inwieweit methodische Modifikationen sich auf das Revisionsausmaß ausgewirkt haben. So wurden im Zeitverlauf nicht nur die TFP-Schätzung (Einführung des CUBS-Indikators ab Herbst 2010) und die NAWRU-Schätzung (Einführung des Anker-Verfahrens ab Herbst 2016) modifiziert, sondern auch Änderungen bei den ARIMA-Modellen für Partizipationsquote und Arbeitszeit sowie bei den für die TFP- und NAWRU-Schätzungen notwendigen Priors bzw. Varianzbegrenzungen vorgenommen.

Ausgangspunkt für diese Analyse ist die offizielle Schätzung der Europäischen Kommission aus dem Herbst 2017. Zum Zeitpunkt der Erstellung dieses Gutachtens ist dies der aktuellste Datenstand und wird somit als Benchmark angesehen. Dieser Datenstand („Vintage“) wird im Folgenden mit  $T$  gekennzeichnet. Analog dazu werden die im Herbst 2017 vorliegenden Ex-post-Daten mit  $d^T$ , die Prognosewerte für den Kurzfristprognosezeitraum (t, t+1, t+2) mit  $p^T$  und die im Herbst 2017 verwendete Methodik mit  $M^T$  beschrieben. Das Modell  $M^T d^T p^T$  repliziert somit die offizielle Schätzung aus dem Herbst 2017. Die Gesamtrevision eines früheren Vintages  $T - j$  gegenüber  $T$  ergibt sich dann durch die Differenz aus  $M^T d^T p^T$  und  $M^{T-j} d^{T-j} p^{T-j}$ . Wir betrachten in diesem Abschnitt die Revisionen der Herbst-Vintages 2005 bis 2015 (d.h.  $j = 2, \dots, 12$ ). So können die Prognosewerte aus dem Jahr 2015 für den Horizont t+2 noch mit dem (nahezu vollständig bekannten) Ex-post-Datenstand aus dem Jahr 2017 verglichen werden. Das Vintage 2005 wiederum ist das erste, für das für sämtliche in die Potenzialschätzung eingehenden Variablen ein kompletter Echtzeit-Datensatz verfügbar ist.

Die Beiträge der unter a) bis c) aufgeführten Ursachen werden wie folgt berechnet:

Gesamtrevision:	$(M^T d^T p^T) - (M^{T-j} d^{T-j} p^{T-j})$
Revision Ex-post-Datenstand:	$(M^T d^T p^{T-j}) - (M^{T-j} d^{T-j} p^{T-j})$
Prognosefehler:	$(M^T d^T p^T) - (M^T d^T p^{T-j})$
Daten insgesamt (Ex-post-Datenstand + Prognose):	$(M^T d^T p^T) - (M^{T-j} d^{T-j} p^{T-j})$
Änderungen Methodik:	$(M^T d^{T-j} p^{T-j}) - (M^{T-j} d^{T-j} p^{T-j})$

Der Beitrag der Prognosefehler bei allen relevanten Variablen ergibt sich also durch die Differenz aus der im Herbst 2017 veröffentlichten Produktionslücke und der Produktionslücke, die resultiert, wenn man für alle Vintages die aktuelle Methodik auf aktuelle Ex-post-Datenstände, aber die in Echtzeit abgegebenen Prognosen (der Veränderungsraten der Variablen) anwendet. Der Beitrag von Änderungen bei der zugrundeliegenden Schätzmethodik ergibt sich durch die Differenz der Produktionslücke, die resultiert, wenn man die aktuelle Methodik auf die  $T - j$  Ex-post-Daten und Prognosewerte anwendet, und der in  $T - j$  offiziell veröffentlichten Produktionslückenschätzung. Alternativ kann dieser Beitrag auch durch die Differenz aus Gesamtrevision und datenbedingter Revision (Revisionen des Ex-post-Datenstandes plus Prognosefehler) berechnet werden.

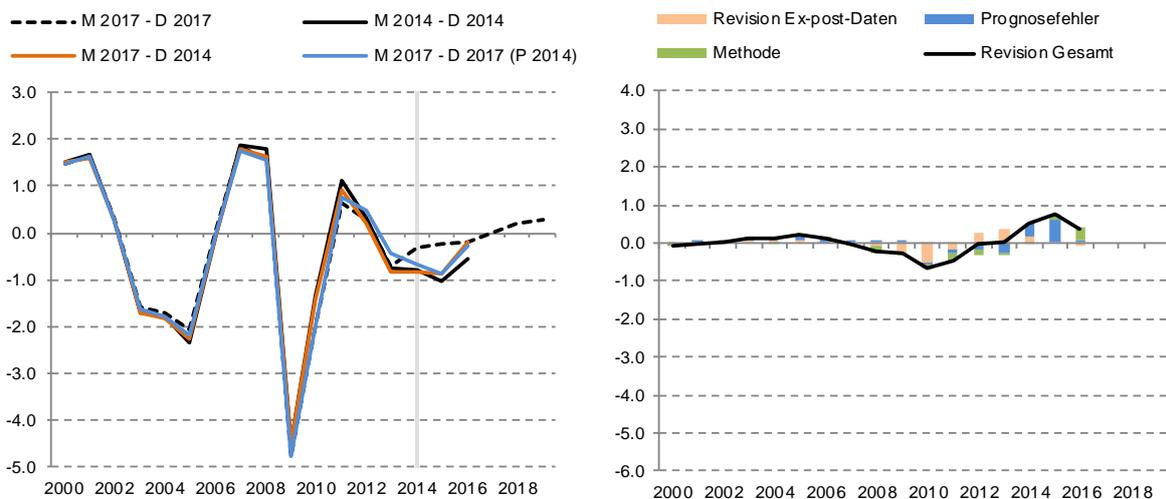
Die Berechnung sämtlicher Revisionen für alle Vintages erfordert zunächst die Erstellung der Echtzeit-Datensätze  $d^{T-j} p^{T-j}$  und  $d^T p^{T-j}$ . Dies wird dadurch verkompliziert, dass für die Schätzung der NAWRU auch jeweils Echtzeit-Ankerwerte und -Konvergenzhorizonte notwendig sind. Wir berechnen daher zusätzlich für jedes Vintage anhand der in Abschnitt 2.2 beschriebenen Panelregression (Pseudo-)Echtzeit-Ankerwerte und leiten dann – gemäß dem Vorgehen der Europäischen Kommission

– basierend auf diesen Ankerwerten und der Echtzeit-NAWRU aus der Vorperiode die maßgeblichen Konvergenzhorizonte ab (siehe Tabelle A-3.2-1). Schließlich erfordert die Berechnung sämtlicher Revisionen die komplette Umsetzung der aktuellen Potenzialschätzung  $M^T$  in einer einheitlichen Softwareumgebung (Matlab).

Wir werfen zunächst einen Blick auf die Ergebnisse für Deutschland und nehmen danach zur besseren Einordnung einen Vergleich mit den Ergebnissen für Italien vor. Die Diskussion der Ergebnisse für jedes der beiden Länder erfolgt in zwei Schritten. Zuerst werden für die verschiedenen Vintages die zeitlichen Verläufe der basierend auf den unterschiedlichen Datenständen geschätzten Produktionslücken sowie die Revisionen gegenüber dem aktuellen Vintage besprochen. Bei der grafischen Darstellung beschränken wir uns aus Gründen der Übersichtlichkeit auf die Beispiele der Vintages 2014, 2012, 2010, 2008 und 2006. Im Anschluss daran wird auf die sich bei jedem Vintage ergebenden Revisionen für verschiedene Horizonte (t-1, t, t+1, t+2) eingegangen sowie auf die Durchschnitte über alle Vintages.

Die Revision der Produktionslücke für Deutschland ist für nicht allzu weit zurückliegende Vintages relativ gering (Abbildung 3.2-1 und Abbildung 3.2-2 zeigen dies beispielhaft für die Schätzzeitpunkte 2014 und 2012). Dies gilt für den Ex-post-Zeitraum (t-1, t-2, t-3, ...), aber auch für den Prognosezeitraum (t, t+1, t+2). Gleichwohl sind auch bei diesen Vintages Revisionen von bis zu 0,8 Prozentpunkten zu beobachten. Für die Schätzung der Produktionslücke aus dem Jahr 2010 zeigt sich eine sehr geringe Revision für den Ex-post-Zeitraum. Allerdings wurde die Produktionslücke für die Prognosejahre t+1 und t+2 nachträglich deutlich nach oben korrigiert (Abbildung 3.2-3). Maßgeblich dafür waren insbesondere Prognosefehler. Aber auch methodische Änderungen trugen zu der Aufwärtsrevision der Produktionslücke bei. Dies bedeutet im Umkehrschluss, dass es in diesem Zeitraum zu geringeren Revisionen gekommen wäre, hätte die aktuellste Schätzmethode bereits im Jahr 2010 Anwendung gefunden. Änderungen des Ex-post-Datenstandes wirkten der prognose- und methodenbedingten Revision entgegen. Die Schätzung aus dem Jahr 2008 ging für das Jahr 2009 sogar

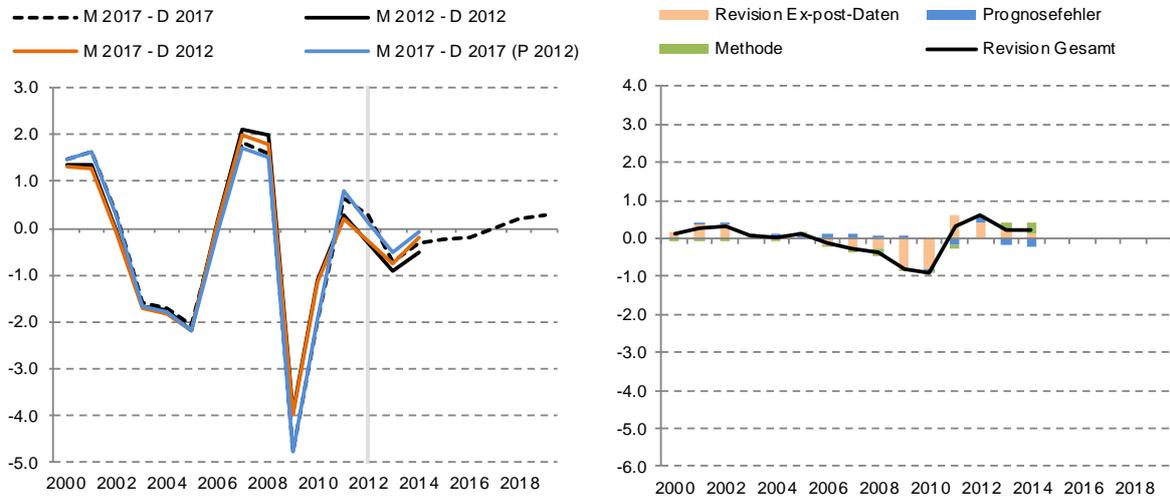
**Abbildung 3.2-1:**  
Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2014H gegenüber 2017H: Deutschland



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

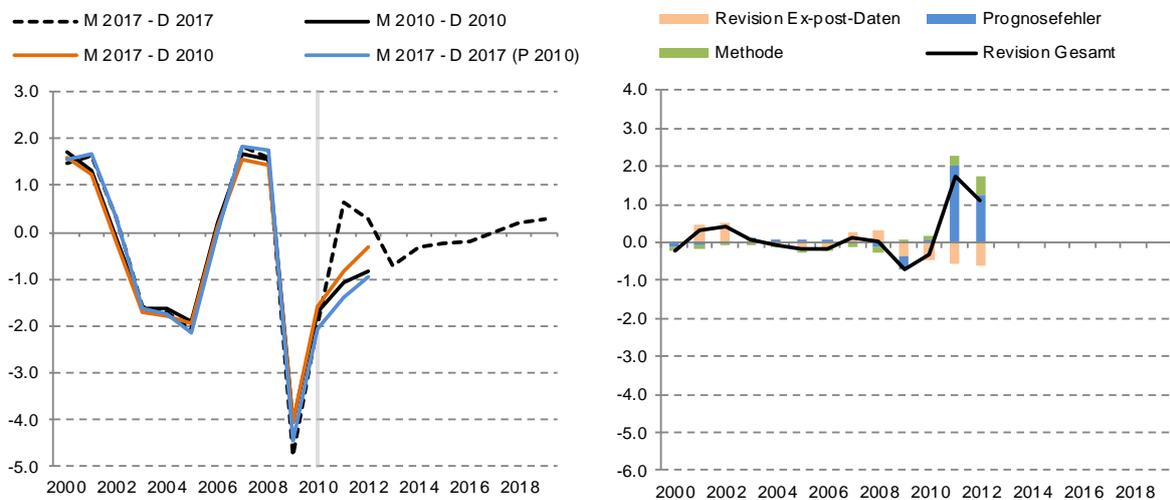
**Abbildung 3.2-2:**  
Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2012H gegenüber 2017H: Deutschland



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

**Abbildung 3.2-3:**  
Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2010H gegenüber 2017H: Deutschland



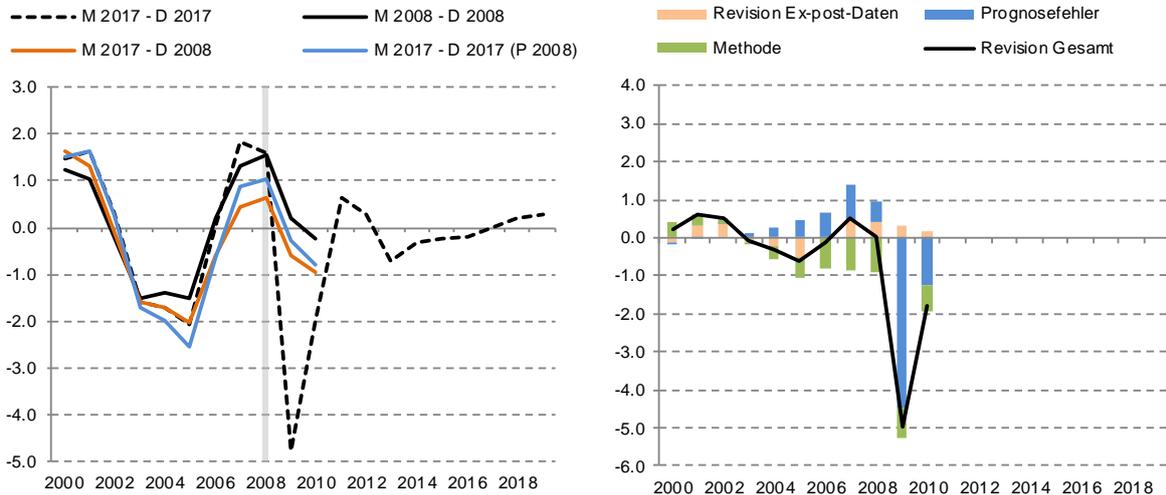
Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

von einer leicht positiven Produktionslücke aus (Abbildung 3.2-4). Die starke Unterauslastung der gesamtwirtschaftlichen Kapazitäten im Zuge der Finanzkrise, die aktuellere Schätzungen nun diagnostizieren, wurde damals nicht vorhergesehen. Die Gesamtrevision der Produktionslückenschätzung aus dem Jahr 2008 für das Jahr 2009 beträgt fast 5 Prozentpunkte. Mehr als 4 Prozentpunkte lassen sich dabei auf Prognosefehler zurückführen. Die Schätzung aus dem Jahr 2006 hingegen ging für den Kurzfristprognosezeitraum von einer leicht negativen bzw. annähernd geschlossenen Produktionslücke aus (Abbildung 3.2-5). Diese wurde nachträglich merklich nach oben revidiert, man hatte also im Jahr 2006 die kommenden Jahre nicht als Boomperiode identifiziert. Änderungen der Methodik ver-

kleinerten in diesem Fall sogar die Gesamtrevision; hätte die aktuellste Schätzmethode damals schon Anwendung gefunden, wäre es somit nachträglich zu noch etwas größeren Korrekturen gekommen.

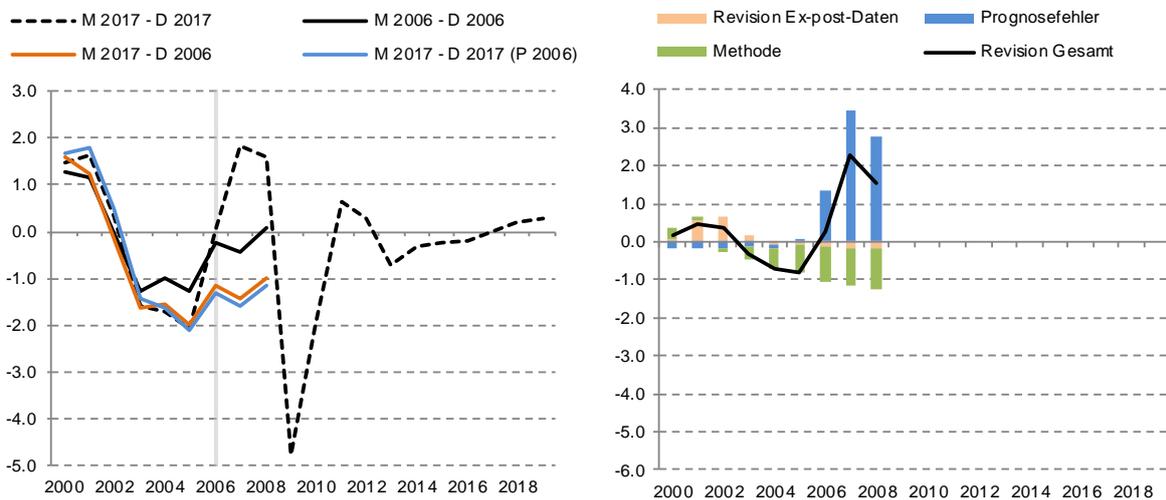
**Abbildung 3.2-4:**  
**Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2008H gegenüber 2017H: Deutschland**



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

**Abbildung 3.2-5:**  
**Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2006H gegenüber 2017H: Deutschland**

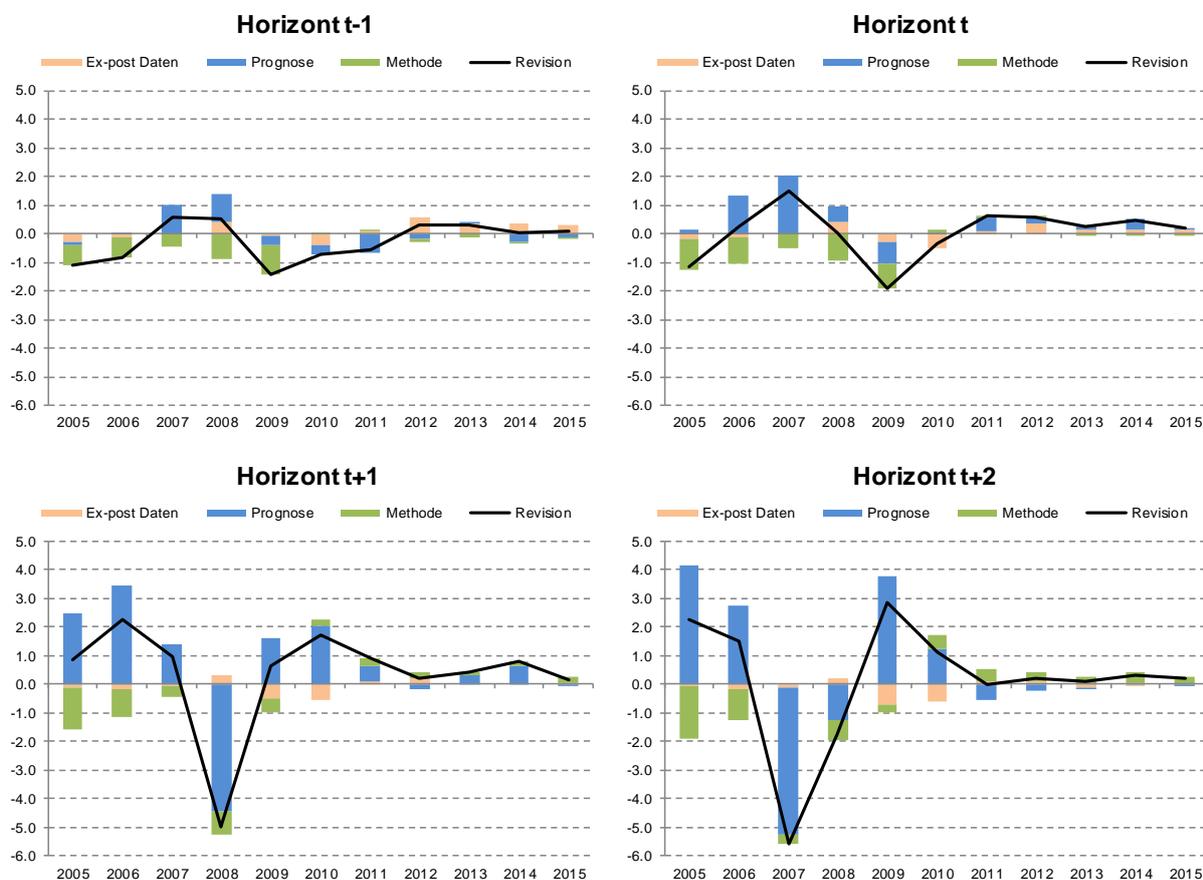


Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

Die sich bei jedem Vintage ergebenden Revisionen der Produktionslückenschätzung für die Horizonte  $t-1$ ,  $t$ ,  $t+1$ ,  $t+2$  sind schließlich in Abbildung 3.2-6 dargestellt. Die jeweiligen Durchschnitte über alle Vintages 2005-2015 sowie die durchschnittlichen absoluten Revisionen sind in Tabelle 3.2-1 zusammengefasst.

**Abbildung 3.2-6:**  
Revisionen für unterschiedliche Horizonte (Vintages 2005-2015): Deutschland



Revisionen der Produktionslücke und Beiträge von Datenrevisionen, Prognosefehlern und Methodenänderungen in Prozentpunkten.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

**Tabelle 3.2-1:**  
Durchschnittliche Revisionen der Produktionslücke für unterschiedliche Horizonte: Deutschland

Horizont	Vintages 2005-2015	Gesamt	Ursachen Gesamtrevision:		
			Ex-post-Daten	Prognose	Methode
t-1	Durchschnittl. Revision	-0.25	0.12	0.01	-0.38
	Durchschnittl. absolute Revision	0.59	0.27	0.36	0.38
t	Durchschnittl. Revision	0.06	0.02	0.41	-0.38
	Durchschnittl. absolute Revision	0.67	0.23	0.56	0.41
t+1	Durchschnittl. Revision	0.36	-0.06	0.70	-0.28
	Durchschnittl. absolute Revision	1.26	0.19	1.57	0.48
t+2	Durchschnittl. Revision	0.11	-0.14	0.43	-0.19
	Durchschnittl. absolute Revision	1.45	0.21	1.75	0.58

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

Für den Horizont t-1 wurde die Produktionslücke im Durchschnitt leicht nach unten revidiert. Ursächlich dafür sind Änderungen bei der zugrundeliegenden Schätzmethodik. Auffällig ist, dass die Änderungen bei der Methodik insbesondere für die Vintages 2005-2009 eine Rolle spielen, ab dem Vintage 2010 sind die Beiträge der Methodik sehr gering. Grund dafür dürfte nicht zuletzt sein, dass ab dem Jahr 2010 die TFP-Schätzung modifiziert wurde und seitdem die Trend-Zyklus-Zerlegung der TFP nicht

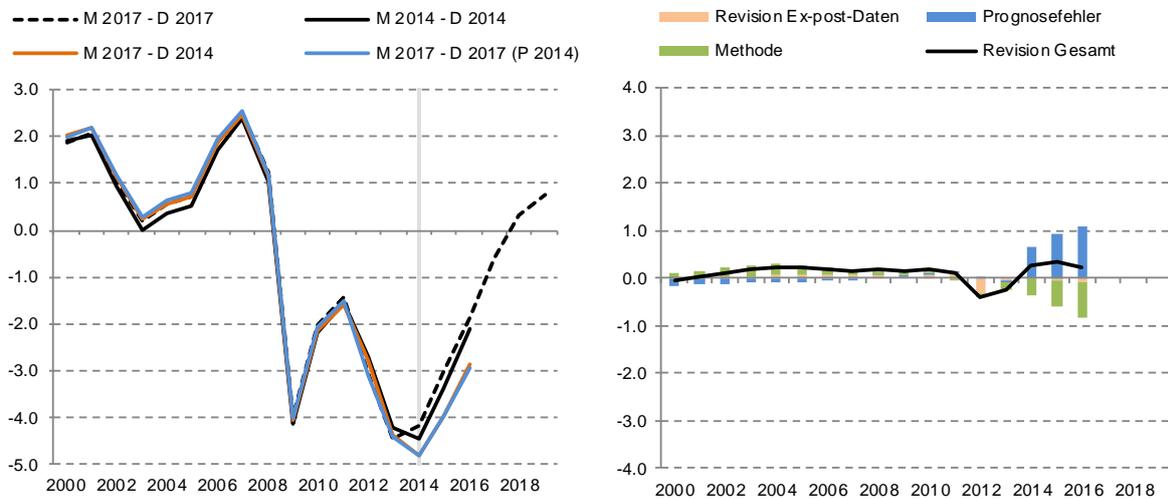
mehr anhand des HP-Filters sondern anhand eines strukturellen Zeitreihenmodells, in das nun der CUBS-Indikator für die Kapazitätsauslastung eingeht, vorgenommen wird. Der durchschnittliche Beitrag des Prognosefehlers für  $t-1$  ist im Durchschnitt nahe null. Dies ist allerdings darauf zurückzuführen, dass die Prognosefehler manchmal zu einer Aufwärtsrevision der Produktionslücke führen (z.B. Vintage 2008) und manchmal zu Abwärtsrevisionen (z.B. Vintage 2011). Die mittlere absolute Revision aufgrund von Prognosefehlern beträgt knapp 0,4 Prozentpunkte und ist damit ähnlich hoch wie die aufgrund von methodischen Änderungen. Dies ist für den Horizont  $t-1$  durchaus bemerkenswert. Da der Prognosefehler nicht das Bruttoinlandsprodukt im Zeitpunkt  $t-1$  berührt, kann er sich folglich nur über das Produktionspotenzial auf die Produktionslücke auswirken. Unsere Ergebnisse zeigen also, dass das Verfahren zur Schätzung des Produktionspotenzials auch im Ex-post-Zeitraum relativ stark auf Prognosefehler reagiert. Um diesen Einfluss zu minimieren, könnte unter Umständen die Berücksichtigung zusätzlicher zyklischer Indikatoren bei der Schätzung des Produktionspotenzials hilfreich sein (siehe Kapitel 5).

Für die Horizonte  $t$ ,  $t+1$  und  $t+2$  wurde die Produktionslücke im Durchschnitt leicht nach oben revidiert. Dies ist fast ausschließlich auf Prognosefehler zurückzuführen. Änderungen bei der Methodik resultieren einzeln betrachtet auch für diese Horizonte tendenziell zu Abwärtsrevisionen. Die durchschnittliche absolute Revision der Produktionslücke nimmt über den Prognosezeitraum kontinuierlich zu; für  $t$  beträgt sie 0,7 Prozentpunkte, für  $t+1$  knapp 1,3 Prozentpunkte und für  $t+2$  knapp 1,5 Prozentpunkte. Wenig überraschend steigt auch der Beitrag des Prognosefehlers zur Gesamtrevision, für sich genommen und auch relativ zu den anderen Revisionsursachen. Deutlich zu erkennen ist die Auswirkung des Prognosefehlers auf die Revision der im Jahr 2008 und 2007 geschätzten Produktionslücke für das Jahr 2009 (Abbildung 3.2-6, Horizont  $t+1$  im Jahr 2008, Horizont  $t+2$  im Jahr 2007). Auch bei der Produktionslücke für das Jahr 2011 spielt der Prognosefehler eine auffallende Rolle (Horizont  $t+1$  im Jahr 2010, Horizont  $t+2$  im Jahr 2009). Die durchschnittliche absolute Revision aufgrund von Änderungen des Ex-post-Datenstandes nimmt dagegen über die verschiedenen Horizonte in der Tendenz leicht ab. Sie beträgt aber für den Horizont  $t+2$  noch rund zwei Zehntel. Wie bereits erwähnt, sind die Gesamtrevisionen der Produktionslücke generell für nicht allzu weit zurückliegende Vintages (2012-2015) im Vergleich zu den Revisionen vor und während der Finanzkrise gering (siehe in diesem Zusammenhang auch die Analyse in Kapitel 4).

Im Anschluss an die Diskussion der Ergebnisse für Deutschland wird nun ein Vergleich mit den Ergebnissen für Italien vorgenommen. Abbildungen 3.2-7–3.2-11 zeigen für Italien die zeitlichen Verläufe der basierend auf den unterschiedlichen Datenständen geschätzten Produktionslücken und deren Revisionen. Ähnlich wie bei den Ergebnissen für Deutschland sind die Revisionen bei den aktuelleren Vintages noch vergleichsweise gering. Vor allem bei den Schätzungen aus dem Jahr 2008 und 2006 zeigen sich aber beträchtliche Revisionen. Bei der Schätzung aus dem Jahr 2008 wurde sowohl die starke Unterauslastung während der Krise als auch die Boomperiode vor der Krise unterschätzt (Abbildung 3.2-10). Die Schätzung aus dem Jahr 2006 ging für den damaligen Prognosezeitraum sogar von einer negativen Produktionslücke aus (Abbildung 3.2-11). Ursächlich dafür sind wiederum insbesondere Prognosefehler. Methodische Änderungen und Revisionen des Ex-post-Datenstandes spielen dagegen nur eine kleinere Rolle.

Die Revisionen der Produktionslückenschätzung für verschiedene Horizonte ( $t-1$ ,  $t$ ,  $t+1$ ,  $t+2$ ) sind in Abbildung 3.2-12 dargestellt. Die jeweiligen Mittelwerte über alle Vintages 2005-2015 können Tabelle 3.2-2 entnommen werden. Für die Horizonte  $t-1$ ,  $t$  und  $t+1$  kam es im Falle Italiens im Durchschnitt zu einer Aufwärtsrevision der Produktionslücke, für den Horizont  $t+2$  hingegen im Durchschnitt zu einer

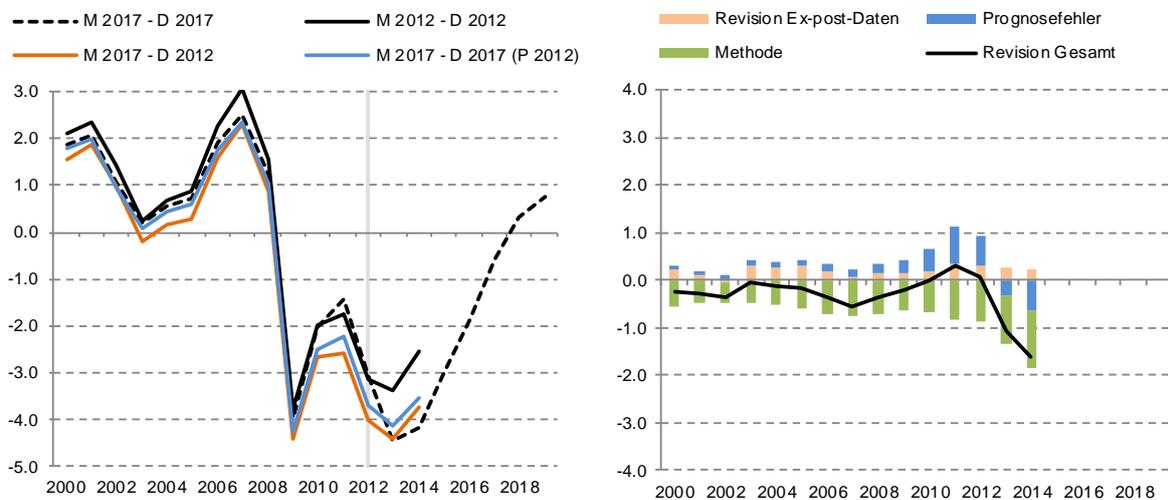
**Abbildung 3.2-7:**  
**Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2014H gegenüber 2017H: Italien**



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

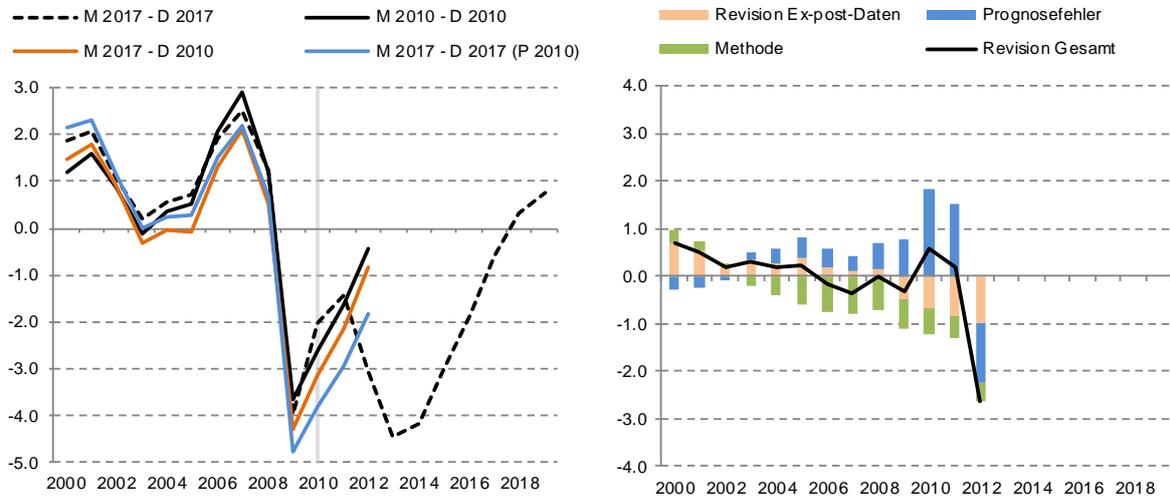
**Abbildung 3.2-8:**  
**Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2012H gegenüber 2017H: Italien**



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

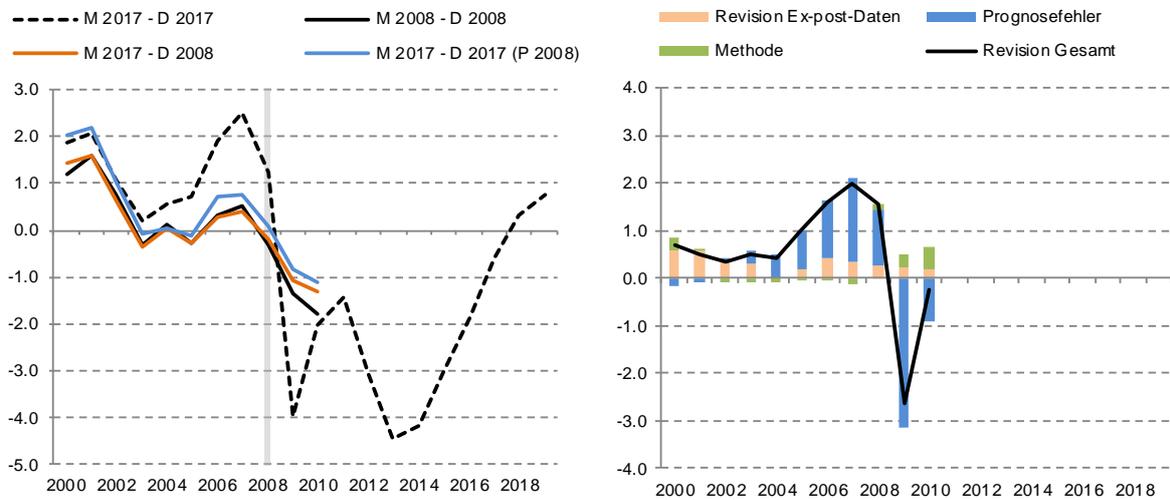
**Abbildung 3.2-9:**  
**Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2010H gegenüber 2017H: Italien**



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

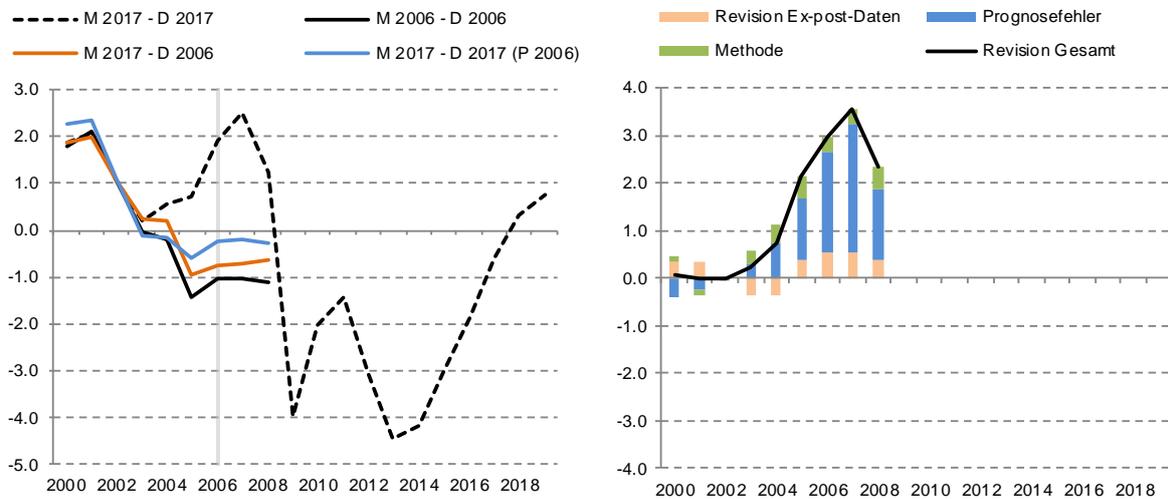
**Abbildung 3.2-10:**  
**Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2008H gegenüber 2017H: Italien**



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

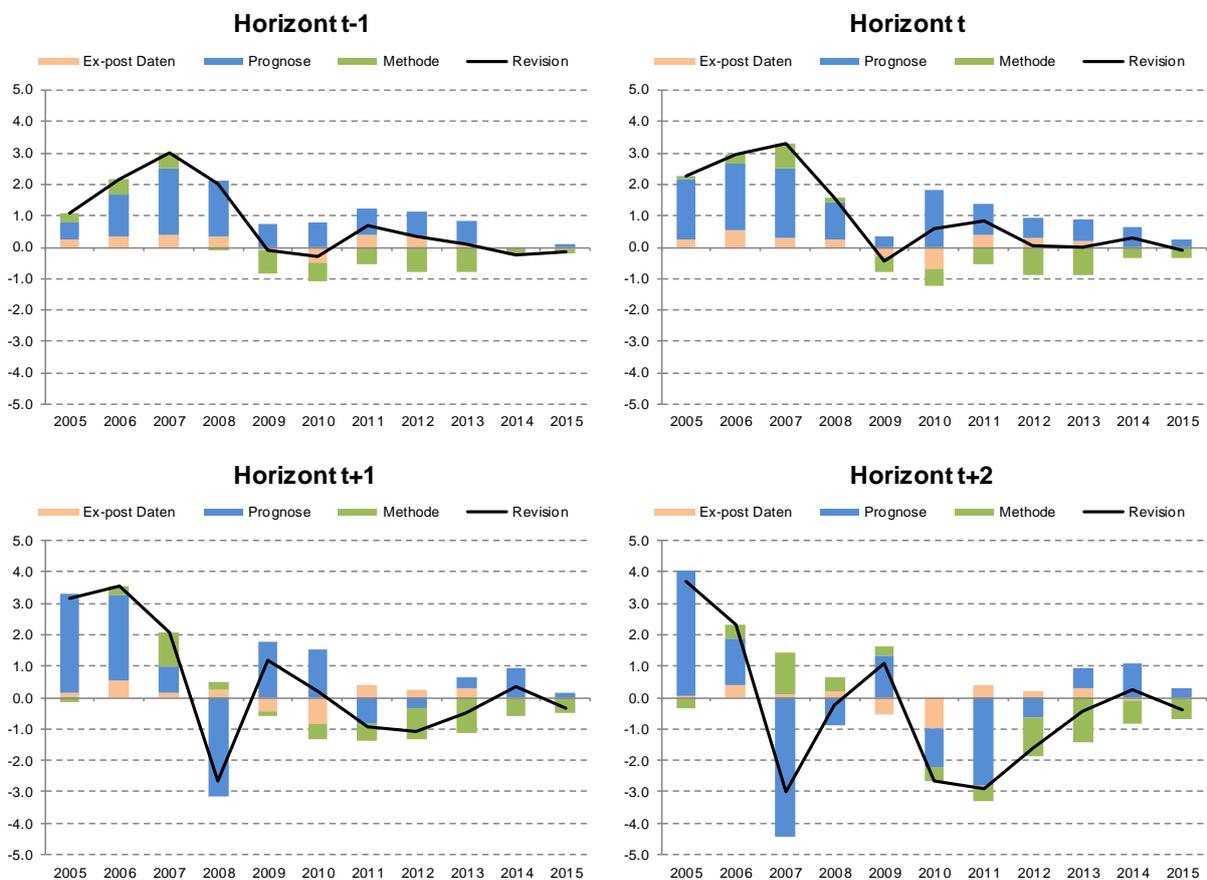
**Abbildung 3.2-11:**  
Revision der Produktionslücke und Ursachen, Schätzzeitpunkt 2006H gegenüber 2017H: Italien



Links: Produktionslücke in Prozent, verschiedene Echtzeit-Datenstände und Schätzmethoden. Rechts: Revision gegenüber 2017H in Prozentpunkten, aufgeteilt nach daten-, prognose- und methodenbedingten Änderungen.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

**Abbildung 3.2-12:**  
Revisionen für unterschiedliche Horizonte (Vintages 2005-2015): Italien



Revisionen der Produktionslücke und Beiträge von Datenrevisionen, Prognosefehlern und Methodenänderungen in Prozentpunkten.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

**Tabelle 3.2-2:**  
**Durchschnittliche Revisionen der Produktionslücke für unterschiedliche Horizonte: Italien**

Horizont	Vintages 2005-2015	Gesamt	Ursachen Gesamtrevision:		
			Ex-post Daten	Prognose	Methode
t-1	Durchschnittl. Revision	0.78	0.15	0.88	-0.24
	Durchschnittl. absolute Revision	0.93	0.27	0.88	0.48
t	Durchschnittl. Revision	1.03	0.12	1.17	-0.25
	Durchschnittl. absolute Revision	1.13	0.30	1.17	0.48
t+1	Durchschnittl. Revision	0.46	0.07	0.65	-0.26
	Durchschnittl. absolute Revision	1.46	0.30	1.43	0.57
t+2	Durchschnittl. Revision	-0.35	0.00	-0.11	-0.24
	Durchschnittl. absolute Revision	1.69	0.30	1.72	0.71

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen, 2005-2017; eigene Berechnungen.

Abwärtsrevision. Dies ist jeweils maßgeblich durch Prognosefehler bedingt. Die Revisionen aufgrund von Änderungen des Ex-post-Datenstandes sind im Mittel nur leicht positiv bzw. für die späteren Horizonte nahe null. Änderungen bei der zugrundeliegenden Schätzmethodik führen – wie zuvor im Falle Deutschlands – für sich genommen dazu, dass die Produktionslücke für alle Horizonte im Durchschnitt nach unten revidiert wird. Auffällig ist bei Italien allerdings die relativ große methodenbedingte Revision für die Horizonte t-1 und t insbesondere bei den Vintages 2012 und 2013. Diese lässt sich weder durch die Einführung des CUBS-Indikators erklären, der zu methodenbedingten Revisionen vor 2010 führen könnte, noch durch die Einführung des Anker-Verfahrens, welches eher die Horizonte t+2 und t+1 betrifft. Ein zusätzlicher Vergleich von  $M^T d^T p^T$  und  $M^T d^{T-5} p^{T-5}$  speziell für den TFP-Zyklus und die NAWRU zeigt, dass sich ein Großteil der Revisionen auf Änderungen im Rahmen der TFP-Schätzung zurückführen lässt. Folglich dürften hier insbesondere Veränderungen bei den Priors für die TFP-Schätzung eine Rolle gespielt haben.

Die durchschnittliche absolute Revision der Produktionslücke nimmt auch bei Italien über den Prognosezeitraum kontinuierlich zu. Für die Horizonte t+1 und t+2 ist diese etwas größer als im Falle Deutschlands. Interessanterweise ist aber die durchschnittliche absolute Revision der Produktionslücke für den Horizont t-1 mit 0,9 Prozentpunkten deutlich größer. Ursächlich dafür sind überwiegend Prognosefehler. Die für Italien gewählten Modelle und -spezifikationen zur Bestimmung der NAWRU und des TFP-Trends scheinen also im Ex-post-Zeitraum eine noch stärkere Sensitivität des Verlaufs des Produktionspotenzials gegenüber Änderungen der Kurzfristprognose aufzuweisen.

### 3.3 Vergleich mit alternativen Schätzungen (HP-Filter, OECD, IMF): Durchschnittliche Revisionen und maximale Amplituden

Um die in den vorherigen Abschnitten diskutierten Revisionen bei der Potenzialschätzung der Europäischen Kommission besser einordnen zu können, wird in diesem Abschnitt ein Vergleich der Revisionen mit denen basierend auf einem einfachen Filterverfahren (HP-Filter) sowie auf Schätzungen der OECD und des IMF vorgenommen. Darüber hinaus werden die maximalen positiven und negativen Echtzeitschätzwerte dieser Institutionen für die Produktionslücke zu verschiedenen Horizonten analysiert.

Tabelle 3.3-1 gibt für Deutschland eine Übersicht der durchschnittlichen Revisionen und der durchschnittlichen absoluten Revisionen, die aus den Schätzungen der jeweiligen Institutionen resultieren. Zur besseren Vergleichbarkeit mit Abschnitt 3.2 werden hier ebenfalls immer die Herbstprojektionen herangezogen und die Revisionen der Schätzungen aus den Jahren 2005-2015 gegenüber der

**Tabelle 3.3-1:**  
**Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Deutschland**

	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.2	0.2	-0.4	-0.3	-0.1	0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.5	0.5	1.5	1.7	1.7	1.7	1.1
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	-0.1	-0.1	-0.2	0.0	0.1	0.2
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.6
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2	-0.1	-0.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.1	0.1
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	0.0	0.1	0.3	0.4	0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.2	0.2	0.3	0.5	0.5	0.5
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	0.1	0.4	0.1	-0.2	-0.5	-0.2
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.7	1.3	1.5	1.2	0.8	0.5
<i>Vergleich mit HP-Filter:</i>							
<b>Zuwachsrate Potenzial (Trend)</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	0.0	0.0	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.3	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.4	0.6	0.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.9	1.4	1.6	-	-	-
<i>Vergleich mit OECD-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.2	0.2	-0.5	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.5	0.5	1.3	1.7	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.3	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.7	1.1	1.4	1.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.8	1.2	2.1	2.0	-	-	-
<i>Vergleich mit IMF-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.3	0.3	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.5	0.6	1.7	-	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	0.0	0.0	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.2	0.3	-	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.4	0.6	0.9	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.7	0.8	1.6	-	-	-	-

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission (bzw. OECD und IMF). Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD, *Economic Outlook*; IMF, *World Economic Outlook*.

Schätzung aus dem Jahr 2017 betrachtet. Für die Potenzialschätzung der Kommission werden zusätzlich zu den Revisionen bei BIP, Potenzial und Produktionslücke auch die Revisionen bei den Wachstumsbeiträgen der Komponenten Arbeit, Kapital und TFP gezeigt. Das HP-Filterverfahren beruht auf den BIP-Daten der Kommission, die jeweiligen BIP-Prognosen entsprechen also in diesem Fall denen der EU-Kommission. Die Prognosen der OECD und des IMF weichen von denen der Kommission in der Regel ab. Da bei den Echtzeit-Daten der OECD und des IMF nicht über alle Vintages 2005-2015 Werte für spätere Horizonte vorliegen, werden diese, um eine vergleichbare Datenlage zu gewährleisten, in der Übersichtstabelle ausgeklammert.

Die durchschnittliche absolute Revision bei der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland ist bei allen Institutionen ähnlich. Für den Horizont  $t+1$  beträgt sie rund 1,5 Prozentpunkte und ist damit höher als die mittlere Wachstumsrate seit der Jahrtausendwende. Lässt man bei der Berechnung der Durchschnitte das Krisenjahr 2009 außen vor (Tabelle A-3.3-1 im Appendix), so verringern sich die durchschnittlichen Revisionen für  $t+1$  etwas, liegen aber dennoch im Bereich von rund 1 Prozentpunkt.<sup>20</sup> Die Revisionen bei der Zuwachsrate des Produktionspotenzials sind deutlich geringer als die beim Bruttoinlandsprodukt. Gemäß der Schätzung der EU-Kommission steigen sie aber mit zunehmendem Projektionshorizont von rund 0,2 auf rund 0,6 Prozentpunkte; maßgeblich dafür sind insbesondere Revisionen des Arbeitsvolumens.

Die durchschnittliche absolute Revision der Produktionslücke beträgt bei der Schätzung der EU-Kommission selbst für  $t-1$  rund 0,6 Prozentpunkte. Für das jeweils laufende Jahr ergibt sich eine Revision der Produktionslücke von 0,7 Prozentpunkten (vgl. Tabelle 3.2-1 im Abschnitt zuvor). Das Revisionsausmaß steigt bis  $t+2$  weiter auf rund 1,5 Prozentpunkte (ohne Krisenjahr 2009 rund 1 Prozentpunkt). Für spätere Horizonte nimmt es aber interessanterweise wieder ab. Grund hierfür dürfte allerdings sein, dass Deutschland gemäß der Benchmark-Schätzung aus dem Jahr 2017 für den Zeitraum ab 2011 eine vergleichsweise geringe Produktionslücke aufweist und die Kommission in ihrer Projektion die Produktionslücke konstruktionsgemäß immer von Horizont  $t+3$  bis  $t+5$  Richtung null zurückführt.

Die durchschnittliche absolute Revision der Produktionslücke basierend auf dem HP-Filter ist zwar größer als die basierend auf dem Produktionsfunktionsansatz, die Unterschiede sind aber sehr gering. Auffallend ist das große Revisionsausmaß bei der OECD-Schätzung. Hier kam es zu einer starken Aufwärtsrevision der Produktionslücke für alle Projektionshorizonte. Die Revisionen bei den IMF-Schätzungen für Deutschland sind im Schnitt mit denen der EU-Kommission vergleichbar, allerdings wurde auch hier die Produktionslücke in der Tendenz stärker nach oben revidiert.

Die Ergebnisse für Frankreich, Italien, Spanien und die Niederlande sind in den Tabellen A-3.3-2 bis A-3.3-5 im Appendix dargestellt. Bei Italien und Frankreich entspricht für Horizont  $t-1$  und  $t$  die durchschnittliche Revision der Produktionslücke annähernd der durchschnittlichen absoluten Revision der Produktionslücke. Es kam bei diesen Ländern fast durchwegs zu einer Aufwärtsrevision der Produktionslücke, bedingt durch eine Abwärtsrevision des Produktionspotenzials. Das Produktionspotenzial dieser Volkswirtschaften wurde also in Echtzeit überschätzt (vgl. Abschnitt 3.1). Dies trifft für die Schätzungen aller Institutionen zu. Interessanterweise sind im Falle Frankreichs die absoluten Revisionen der Produktionslücke basierend auf dem HP-Filter deutlich geringer als die basierend auf den Schätzungen von Europäischer Kommission, OECD und IMF. Im Falle Italiens ist das Revisionsausmaß beim HP-Filter hingegen größer oder ähnlich groß. Spanien offenbart über alle Horizonte hinweg die größten absoluten Revisionen der Produktionslücke. Für den Horizont  $t+1$  revidierte sowohl die Euro-

---

<sup>20</sup> Für den Horizont  $t+5$  sind die durchschnittlichen Revisionen mit und ohne Krisenjahr 2009 identisch, da nur Schätzzeitpunkte ab dem Jahr 2005 betrachtet werden und somit keine  $t+5$  Prognose für das Jahr 2009 vorliegt.

päischen Kommission als auch OECD und IMF ihre Schätzungen um rund 2,5 Prozentpunkte. Ein ähnliches Revisionsausmaß zeigt sich auch beim HP-Filter. Für spätere Horizonte betragen die absoluten Revisionen gemäß den Schätzungen der Europäischen Kommission dann sogar rund 4 Prozentpunkte, wobei es meistens zu Abwärtsrevisionen der Produktionslücke kam.

Abschließend werfen wir einen Blick auf die maximalen positiven sowie negativen Echtzeitschätzungen der verschiedenen Institutionen für die Produktionslücke (Tabelle 3.3-2). Wir betrachten hier den etwas größeren Zeitraum 2004-2016. Für Deutschland wurde von der Europäischen Kommission für das jeweils laufende Jahr maximal eine positive Produktionslücke von 1,6 Prozent diagnostiziert. Für t+1 und t+2 wurde nur maximal von einer positiven Produktionslücke von 0,6 bzw. 0,8 Prozent ausgegangen. In der Ex-post-Betrachtung (Stand Herbst 2017) zeigt sich aber, dass durchaus positive Produktionslücken von knapp 2 Prozent (Zeitraum ab 2004) oder mehr als 4 Prozent (Zeitraum ab 1965) aufgetreten sind. Die in Echtzeit geschätzten negativen Produktionslücken betragen maximal -2,9 Prozent für t bzw. -2,2 Prozent für t+2. Wiederum zeigen sich aber in der Ex-post-Betrachtung negative Produktionslücken von bis zu -5 Prozent. Ein ähnliches Muster zeigt sich gemäß den Schätzungen der Europäischen Kommission auch bei den anderen Ländern. Dies gilt allerdings insbesondere für die maximalen positiven Echtzeitschätzungen, die Größenordnung der maximalen negativen Echtzeitschätzungen ist oftmals deutlich näher an den nun ausgewiesenen maximalen Ex-post-Werten. Für

**Tabelle 3.3-2:**  
**Maximale Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke**

	Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke						Ex-post Produktionslücke (Stand Herbst 2017)			
	max. pos. für (t)	max. pos. für (t+1)	max. pos. für (t+2)	max. neg. für (t)	max. neg. für (t+1)	max. neg. für (t+2)	max. pos. ab 1965	max. pos. ab 2004	max. neg. ab 1965	max. neg. ab 2004
<b>Deutschland</b>										
EU-Kom. PF	1.6	0.6	0.8	-2.9	-2.6	-2.2	4.2	1.8	-4.8	-4.8
HP	1.2	0.2	0.5	-2.8	-2.4	-1.5	4.0	2.9	-4.1	-4.1
OECD	1.1	1.6	2.4	-3.5	-2.9	-1.9	4.4	3.8	-4.5	-4.5
IMF	1.0	0.4	-	-3.6	-3.3	-	-	2.3	-	-4.0
<b>Frankreich</b>										
EU-Kom. PF	0.3	-0.3	-0.6	-3.5	-3.3	-2.8	3.1	2.9	-2.7	-2.3
HP	1.1	0.4	0.4	-1.7	-1.2	-0.7	3.2	2.7	-2.2	-2.1
OECD	0.0	-0.4	-0.2	-3.6	-4.5	-4.7	2.6	2.6	-2.7	-2.7
IMF	-1.0	-1.0	-	-3.5	-3.3	-	-	1.8	-	-2.9
<b>Italien</b>										
EU-Kom. PF	-0.3	-0.8	0.0	-4.5	-3.7	-2.6	2.5	2.5	-4.5	-4.5
HP	0.3	-0.2	0.5	-2.9	-2.3	-1.0	4.0	4.0	-3.0	-3.0
OECD	-0.6	-0.4	0.1	-5.9	-6.4	-6.3	2.7	2.7	-5.8	-5.8
IMF	-0.6	-0.7	-	-4.8	-4.9	-	-	2.7	-	-4.1
<b>Spanien</b>										
EU-Kom. PF	0.0	0.0	1.2	-6.0	-4.8	-3.1	3.6	3.0	-8.8	-8.8
HP	2.8	0.9	0.1	-3.9	-3.7	-3.3	6.2	6.2	-5.8	-5.8
OECD	0.1	0.2	0.6	-8.4	-10.7	-11.2	4.3	4.3	-11.3	-11.3
IMF	0.2	0.1	-	-5.0	-5.1	-	-	6.0	-	-7.8
<b>Niederlande</b>										
EU-Kom. PF	1.4	0.0	0.5	-3.4	-3.2	-2.6	3.1	2.1	-3.4	-3.4
HP	2.2	1.3	0.9	-2.8	-4.3	-4.7	4.1	4.1	-3.4	-2.9
OECD	1.2	0.8	1.4	-4.2	-5.2	-5.5	3.5	3.5	-3.8	-3.8
IMF	1.7	0.7	-	-5.1	-5.4	-	-	3.3	-	-2.6

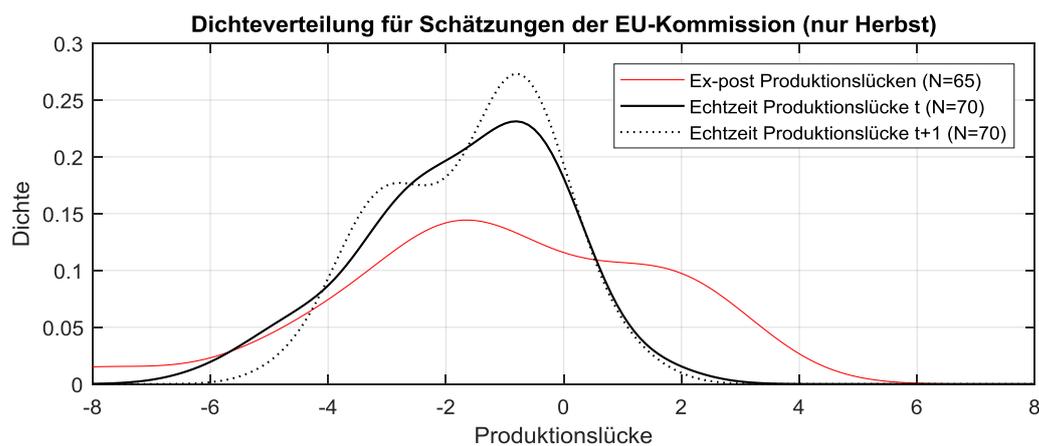
In Prozent. Echtzeitschätzungen: Herbstprojektionen von EU-Kommission, OECD und IMF im Zeitraum 2004-2016.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv, OECD, *Economic Outlook*, IMF, *World Economic Outlook*.

Italien liegt die höchste in Echtzeit für den Horizont  $t$  geschätzte Produktionslücke sogar bei  $-0,3$  Prozent; ex-post traten im Zeitraum ab 2004 aber positive Werte von über 2 Prozent auf. Insgesamt liefern also die Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke oftmals Werte näher an der Null als in der Rückbetrachtung und insbesondere Phasen der konjunkturellen Überauslastung werden tendenziell unterschätzt.

Die Ergebnisse für die Echtzeitschätzungen der Europäischen Kommission aus Tabelle 3.3-2 werden in Abbildung 3.3-1 nochmals für alle fünf Länder gemeinsam illustriert. Dabei zeigt die durchgezogene schwarze Linie die geschätzte Wahrscheinlichkeitsdichte (Kernel-Dichteschätzung auf Basis einer Normalverteilung) aller Produktionslückenschätzungen für das jeweils laufende Jahr  $t$ . Die gestrichelte schwarze Linie stellt entsprechend die geschätzte Wahrscheinlichkeitsdichte für das jeweilige Folgejahr  $t+1$  dar. Die rote Linie zeigt die Verteilung der Produktionslücken der fünf Länder, wie sie im Herbst 2017 von der Kommission für denselben Zeitraum geschätzt wurden. Bemerkenswert ist in diesem Zusammenhang, dass die Dichteverteilungen der Echtzeitschätzungen im positiven Bereich regelrecht abstürzen. Positive Produktionslücken werden in Echtzeit also relativ selten ausgewiesen, obwohl sie ex-post häufig vorkommen.

**Abbildung 3.3-1:**  
**Verteilung der Produktionslückenschätzungen**



Nichtparametrisch geschätzte Dichtefunktion der Schätzungen der Produktionslücke aus den Herbstprognosen von 2004 bis 2017 für Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und die Niederlande. Methode: Kernelschätzung auf Basis einer Normalverteilung.

Quelle: Europäische Kommission, Herbstprognosen 2004-2017; Eigene Berechnungen.

Die Echtzeitschätzungen von OECD, IMF und basierend auf dem HP-Filter unterscheiden sich im betrachteten Zeitraum in dieser Hinsicht nicht fundamental von den Schätzungen der Europäischen Kommission. Allerdings fällt auf, dass bei den Echtzeitschätzungen der OECD gerade für den Horizont  $t+2$  größere positive und negative Produktionslücken auftreten können. So wurde für Deutschland maximal eine positive Produktionslücke von 2,4 Prozent prognostiziert, für Spanien maximal eine negative Produktionslücke von  $-11,2$  Prozent.

**Kasten 1:**

**Zu den Prognoseeigenschaften verschiedener Echtzeitschätzungen der Produktionslücke**

Die Revisionsintensität der Produktionslücke alleine ist nicht hinreichend zur Beurteilung eines Schätzverfahrens. Für die Wirtschaftspolitik ist unter anderem auch von Interesse, inwieweit Echtzeitschätzungen der Produktionslücke prognostischen Gehalt für die mittelfristige Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts haben. Der Gedanke dahinter ist, dass die Produktionslücke als eine Art Fehlerkorrekturterm agiert: Eine negative Produktionslücke dürfte daher in einer stärkeren Expansion des Bruttoinlandsprodukts in den kommenden Jahren resultieren, um dieses wieder an den zugrundeliegenden Potenzialpfad heranzuführen. Eine positive Produktionslücke dürfte dagegen eine schwächere Expansion zur Folge haben.

Im Folgenden analysieren wir anhand von jährlichen Daten für Deutschland den Prognosegehalt von Echtzeitschätzungen der Produktionslücke ( $OG_t$ ) für die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts ( $Y_t$ ) über den Zeitraum  $t$  bis  $t+5$ . Darüber hinaus vergleichen wir die Produktionslückenschätzungen der Europäischen Kommission mit denen von OECD, IMF und dem HP-Filter. In Anlehnung an Kamber et al. (2018) betrachten wir das Prognosemodell

$$y_{t+h} - y_t = \alpha + \beta OG_{t|t} + \varepsilon_{t+h},$$

wobei  $y_t = \ln(Y_t)$  und  $h = 1, \dots, 5$ . Geschätzt wird das Modell immer ab dem Jahr 1970. Der Evaluierungszeitraum reicht von der Herbst-Schätzung des Jahres 2004 bis maximal zur Herbst-Schätzung des Jahres 2016. Der Prognosefehler wird in Bezug auf den Ex-post-Datenstand Ende 2017 ermittelt. Im Falle  $h = 5$  umfasst der Evaluierungszeitraum daher nur die Jahre 2004 bis 2012. Als Maß der Prognosegüte wird die Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers (RMSFE) der Modelle mit Echtzeit-Produktionslücke im Verhältnis zum RMSFE eines einfachen autoregressiven (AR-) Modells verwendet. Die Bestimmung der Lag-Länge des AR-Modells erfolgt anhand des bayesschen Informationskriteriums (BIC), wobei die maximale Lag-Länge auf 4 festgesetzt ist.

Das AR-Modell weist für die Expansionsrate des Bruttoinlandsprodukts im darauffolgenden Jahr einen RMSFE von knapp 2,8 Prozentpunkten auf (Tabelle K-1). Generell ist allerdings mit Blick auf die Prognosefehler anzumerken, dass bei der Herbst-Schätzung die Zahlen des statistischen Amtes für das jeweils laufende Jahr  $t$  noch nicht vollständig vorliegen. Die Modelle mit Produktionslücke haben für den Prognosehorizont von einem Jahr einen niedrigeren RMSFE als das AR-Modell; dies gilt ebenso über einen Horizont von zwei Jahren. Den kleinsten Prognosefehler liefert das Modell mit der Echtzeit-Produktionslücke des IMF. Über einen Horizont von drei Jahren ( $h = 3$ ) haben nur noch die Modelle mit der Echtzeit-Produktionslücke des IMF oder der Europäischen Kommission eine höhere Prognosegüte als das einfache AR-Modell. Betrachtet man den Prognosezeitraum bis  $t+4$  oder den gesamten mittelfristigen Prognosezeitraum bis  $t+5$  können die Modelle mit der Echtzeit-Produktionslücke das Benchmark-Modell hingegen nicht mehr schlagen.

Insgesamt deuten diese Ergebnisse also darauf hin, dass Echtzeitschätzungen der Produktionslücke durchaus prognostischen Gehalt für die Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts haben – auch über den Kurzfristhorizont hinaus. Die Schätzungen der Produktionslücke des IMF haben dabei eine etwas höhere Prognosegüte als die anderen Verfahren. Über die gesamte mittlere Frist schneidet aber keines der Modelle mit Produktionslücke besser ab als ein AR-Modell.

**Tabelle K-1:**  
**Prognoseevaluation verschiedener Produktionslückenschätzungen**

	AR(p)	OG_EU	OG_HP	OG_OECD	OG_IMF
<b>y<sub>t+1</sub> - y<sub>t</sub></b>	2.78	2.36	2.34	2.36	2.28
	1.00	0.85	0.84	0.85	0.82
<b>y<sub>t+2</sub> - y<sub>t</sub></b>	3.79	3.31	3.39	3.43	3.01
	1.00	0.87	0.89	0.91	0.79
<b>y<sub>t+3</sub> - y<sub>t</sub></b>	3.89	3.73	4.01	4.15	3.37
	1.00	0.96	1.03	1.07	0.87
<b>y<sub>t+4</sub> - y<sub>t</sub></b>	4.02	4.17	4.66	4.74	4.08
	1.00	1.04	1.16	1.18	1.02
<b>y<sub>t+5</sub> - y<sub>t</sub></b>	5.08	5.30	5.78	5.54	5.41
	1.00	1.04	1.14	1.09	1.06

Wurzel des mittleren quadrierten Prognosefehlers (RMSFE). Kursiv: RMSFE relativ zu AR-Modell.

Quelle: Eigene Berechnungen.

### 3.4 Fazit

Für Deutschland sind die Revisionen des Potenzialpfades insgesamt relativ moderat, auch wenn die im Jahr 2007 für die darauffolgenden Jahre prognostizierten Potenzialraten im Nachhinein merklich nach unten angepasst wurden. Dagegen hat die Europäische Kommission ihre Einschätzung zur Produktionslücke oftmals sehr deutlich revidiert. Diese Revisionen lassen sich insbesondere Veränderungen bei der Einschätzung des TFP-Zyklus, also der Abweichung der TFP von ihrem Trend, zuschreiben. In Frankreich, Italien, Spanien und den Niederlanden unterliegen die Potenzialpfade erheblichen Revisionen und wurden meistens sukzessive nach unten korrigiert. Besonders drastisch zeigt sich dies am Beispiel Italiens, dessen Potenzialwachstum seit der Finanzkrise ex-post nun als durchgängig negativ eingeschätzt wird. Ebenso wurden die Produktionslücken für diese Länder sehr kräftig revidiert; so wurden beispielsweise die Produktionslücken für die Vorkrisenzeit von zunächst negativen Werten auf teilweise über +3 Prozent in Relation zum Produktionspotenzial angehoben, und Schätzungen für die Produktionslücke in den Krisenjahren nachträglich um mehrere Prozentpunkte geändert. Bei Italien und speziell bei Spanien gehen die Revisionen der Produktionslücke auch merklich mit einer veränderten Einschätzung der konjunkturellen Arbeitslosigkeit einher.

Bei den zugrundeliegenden Faktoren für die Revisionen bei der Produktionslücke lässt sich unterscheiden zwischen Änderungen des Ex-post-Datenstandes, Prognosefehlern bei den in die Schätzung eingehenden Variablen sowie Änderungen bei der zugrundeliegenden Schätzmethodik. Unsere Analyse zeigt, dass Fehler bei der Prognose die Hauptursache für Revisionen bei der Produktionslücke darstellen. Über den Projektionshorizont steigt der Revisionsbeitrag des Prognosefehlers deutlich an, für sich genommen und auch relativ zu den anderen Faktoren. Bemerkenswert ist, dass Prognosefehler auch einen merklichen Beitrag zur Gesamtrevision der Produktionslücke für den Horizont t-1 liefern. Das Produktionspotenzial reagiert also auch im Ex-post-Zeitraum relativ stark auf Prognosefehler. Für Italien zeigt sich dies in einem noch stärkeren Ausmaß als im Falle Deutschlands. Im Vergleich zum Prognosefehler spielen Änderungen bei der Schätzmethodik und vor allem Änderungen des Ex-post-Datenstandes eine kleinere Rolle. Allerdings haben methodische Änderungen (offensichtlichere wie z.B. die Berücksichtigung des CUBS-Indikators, aber auch zum Teil weniger offensichtlichere wie z.B. Änderungen bei den für die Schätzung relevanten Setzungen) in einigen Fällen einen merklichen Anteil an der Gesamtrevision. Änderungen bei der Schätzmethodik führen einzeln betrachtet sowohl bei

Deutschland als auch bei Italien dazu, dass die Produktionslücke für alle Horizonte ( $t-1$ ,  $t$ ,  $t+1$  und  $t+2$ ) im Durchschnitt nach unten revidiert wurde.

Die Revisionen bei den Schätzungen der Europäischen Kommission sind oftmals etwas geringer als bei den Schätzungen von OECD und IMF sowie beim HP-Filter. Dies gilt aber nicht systematisch; so ergibt sich beispielsweise für die Produktionslücke Frankreichs bei der IMF-Schätzung und insbesondere beim HP-Filter ein geringerer Revisionsbedarf. Eine Betrachtung der maximalen positiven und negativen Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke zeigt, dass diese oftmals näher bei null liegen als die entsprechenden Ex-post-Werte; insbesondere sind in Echtzeit kaum positive Werte anzutreffen, obwohl diese in der Rückbetrachtung durchaus auftreten. Eine konjunkturelle Überauslastung wird also in Echtzeit selten diagnostiziert. Bei den Schätzungen der OECD resultiert im Vergleich zur Europäischen Kommission ein etwas weiteres Spektrum an positiven und negativen Produktionslücken im Prognosehorizont.

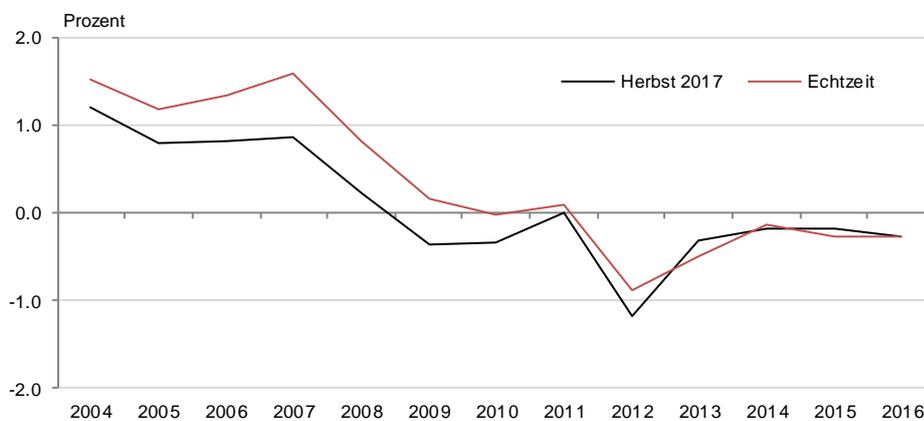
## 4 Eigenschaften der Potenzialschätzung in verschiedenen zyklischen Phasen

Echtzeitschätzungen für das Produktionspotenzial können in Abhängigkeit vom Konjunkturzyklus systematisch zu hoch oder zu niedrig sein. Dies ist besonders problematisch für die Wirtschaftspolitik, da dann auch sich daran orientierende wirtschaftspolitische Maßnahmen systematisch falsch wären. Würde beispielsweise das Potenzial in Hochkonjunkturphasen systematisch überschätzt und ceteris paribus die Produktionslücke unterschätzt werden, so würde eine sich an der Produktionslücke orientierende Finanzpolitik zu expansiv ausgerichtet sein und die konjunkturelle Dynamik sogar noch verstärken. Ein Beispiel für eine solch systematische Verzerrung der Potenzialschätzung liefert Spanien, wo vor der globalen Finanzkrise das Potenzialwachstum in Echtzeit (also bei der Schätzung im Jahr  $t$  für das Jahr  $t$ ) im Vergleich zum Stand vom Herbst 2017 für mehrere Jahre systematisch deutlich zu hoch eingeschätzt wurde (Abbildung 4.1-1). Eine Ursache für solche systematischen Schätzfehler über den Konjunkturzyklus hinweg liegt in der Randwertproblematik der eingesetzten Filterverfahren, die in der Tendenz dazu führt, dass die Potenzialschätzung zu sehr am tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt orientiert. Zudem können Prognosen, die zur Linderung dieser Randwertproblematik eingesetzt werden, Wendepunkte notorisch schlecht antizipieren und sind insbesondere für Rezessionen systematisch zu optimistisch (Dovern und Jannsen 2017). Schließlich hat die Inflationsrate offenbar an Signalfunktion für ausgeprägte Hochkonjunkturphasen verloren; zumindest war sie in vielen Ländern vor der globalen Finanzkrise nicht auf deutlich erhöhten Niveaus (IMF 2013; Mc Morrow et al. 2015).

Vor diesem Hintergrund sollen in diesem Kapitel die Eigenschaften des Verfahrens der Europäischen Kommission in verschiedenen Phasen des Konjunkturzyklus untersucht werden. Hierzu wird geprüft, inwiefern die auf Basis dieser Methodik ermittelten Schätzungen für Produktionspotenzial und Produktionslücke pro- oder antizyklische Eigenschaften aufweisen. Ein besonderes Augenmerk wird dabei auf konjunkturelle Wendepunkte gelegt, also z.B. auf die Jahre vor dem Beginn oder nach dem Beginn einer Rezession. In diesem Zusammenhang wird auch untersucht, ob Erholungen (im unmittelbaren Anschluss an Rezessionen) spezifische Eigenschaften bezüglich der Revision der Produktionslücke oder der Potenzialschätzung aufweisen, da sich in diesen Phasen entscheidet, ob die in der Rezession erlittenen Produktionsverluste dauerhafter oder temporärer Natur sind, was unmittelbare Implikationen für das Produktionspotenzial hat (Boysen-Hogrefe et al. 2016). Zudem hat sich gezeigt, dass Prognosen, denen bei der Potenzialschätzung eine große Bedeutung zukommt, für Erholungsphasen systema-

tisch verzerrt sind (Dovern und Jannsen 2017). Schließlich wird bei Aufschwungsphasen und Rezessionen danach unterschieden, ob sie in Verbindung mit Banken Krisen aufgetreten sind oder normale zyklische Schwankungen darstellen. So haben Rezessionen, die in Verbindung mit Banken Krisen auftreten, häufig ausgeprägte und langanhaltende Wirkungen auf das Bruttoinlandsprodukt (Jorda et al. 2013; Boysen-Hogrefe et al. 2016) und drücken in der Folge auch das Produktionspotenzial (Furceri und Mourougane 2012). Auch können die vorangehenden Aufschwungsphasen besonders ausgeprägt sein, gehen sie doch typischerweise mit Übertreibungen bei der Kreditvergabe und an den Immobilienmärkten einher (Drehmann et al. 2012; Jorda et al. 2015). Solche Phasen dürften deshalb besonders anfällig für eine prozyklische Überschätzung des Produktionspotenzials sein (Mc Morrow et al. 2015).

**Abbildung 4.1-1:**  
**Potenzialwachstum in Spanien: Echtzeitschätzung und aktueller Stand**



Jahresdaten. Rezession definiert als negative Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts. Echtzeit: Schätzung des Potenzialwachstums durch die Europäische Kommission aus der Herbstprojektion des jeweiligen Jahres für das jeweilige Jahr.

Quellen: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv.

## 4.1 Vorgehensweise und Daten

Für die Analyse ist ein größerer Länderkreis notwendig als der Länderkreis, der im besonderen Fokus dieses Gutachten steht, da Rezessionen recht selten auftreten und die Datenbasis insbesondere für eine Revisionsanalyse in Bezug auf einzelne Länder zu gering ist. Deshalb basiert die Analyse in diesem Kapitel auf Echtzeit-Daten für alle 28 Mitgliedsländer der Europäischen Union. Gegebenenfalls werden aber auch die Ergebnisse für einzelne Länder oder kleinere Länderkreise (z.B. für die fünf für dieses Gutachten zentralen Länder) in die Analyse einbezogen. Zunächst werden die Eigenschaften der anhand des EU-Verfahrens bestimmten Produktionslücke und des Produktionspotenzials vor und während Rezessionen auf Basis der finalen Schätzungen (gemessen anhand des Datenstandes vom Herbst 2017) analysiert, um daraus stilisierte Fakten über die typischen Verläufe abzuleiten. Für diese Analyse können für viele Länder Daten ab dem Jahr 1965 genutzt werden. Die Analyse wird darüber hinaus auch für das Bruttoinlandsprodukt sowie für die Komponenten der Produktionslücke und des Potenzialwachstums vorgenommen. Danach erfolgt eine Analyse der Revisionen dieser Größen auf Basis der verfügbaren Echtzeit-Daten.

Die Revisionsanalyse wird für verschiedene Projektionshorizonte durchgeführt und zwar ausgehend von dem Jahr, in dem die Projektion erstellt wurde, für das jeweils vergangene Jahr (t-1), für das laufende Jahr (t), für das nächste Jahr (t+1) sowie für das übernächste Jahr (t+2). Analog zu der in

Kapitel 3 durchgeführten Revisionsanalyse werden die jeweils im Herbst verfügbaren Datenstände ausgewertet, und die Revisionen werden anhand des Datenstandes vom Herbst 2017 berechnet. Echtzeitdaten liegen ab dem Jahr 2004 vor. Damit die Revisionsanalyse für alle Projektionshorizonte auf dem gleichen Datenstand basiert, werden jedoch nur die Jahre von 2006 bis 2016 herangezogen.

Für die Datierung von Rezessionen wird der regelmäßig in der Literatur verwendete Bry-Boschan-Algorithmus herangezogen (Jorda et al. 2013; Doovern und Jannsen 2017). Für Jahresdaten folgt daraus, dass jedes Jahr mit einer negativen Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts als Rezession identifiziert wird. Bei den Analysen wird zum Teil auf den Beginn einer Rezession abgestellt, also auf das erste Jahr einer Rezession sofern sie mehrere Jahre andauert. Banken Krisen werden anhand der international anerkannten Methodik von Laeven und Valencia (2013) identifiziert. Um zwischen Rezessionen die in Verbindung mit Banken Krisen aufgetreten sind und anderen Rezessionen unterschieden, wird angenommen, dass eine Rezession dann mit einer Banken Krise einherging, wenn sie im gleichen Jahr oder bis zu drei Jahre nach dem Ausbruch einer Banken Krise begonnen hat. Rezessionen, die dieser Identifikation zufolge nicht mit einer Banken Krise einhergingen, werden als „normale“ Rezessionen bezeichnet. Um eine bestmögliche Vergleichbarkeit zwischen Banken Krisen und normalen Rezessionen zu gewährleisten, wird der Beginn einer Banken Krise anhand des ersten Jahres der dazugehörigen Rezession definiert.

Insgesamt werden für die 28 in dem Datensatz befindlichen Länder 96 Rezessionen identifiziert (Tabelle 4.1-1). Davon gingen 29 mit Banken Krisen einher; demzufolge werden 67 normale Rezessionen identifiziert. Für den Echtzeit-Datensatz, für den die Revisionsanalysen vorgenommen werden, werden insgesamt 39 Rezessionen identifiziert, davon gingen 18 mit einer Banken Krise einher. Grundsätzlich würde die (wenngleich geringe) Anzahl der Beobachtungen für den Echtzeit-Datensatz erlauben, zwischen normalen Rezessionen und Banken Krisen zu unterscheiden. Allerdings ist fraglich, wie aussagekräftig einer solcher Vergleich wäre, da alle Rezessionen im Zeitraum der globalen Finanzkrise oder der Schuldenkrise im Euroraum aufgetreten sind. So sind einige der identifizierten normalen Rezessionen in Ländern aufgetreten, die unmittelbar von der Schuldenkrise im Euroraum betroffen waren (z.B. Italien oder Spanien). Zudem dürften auch die Länder, die weder unmittelbar von einer Banken Krise noch unmittelbar von einer Schuldenkrise betroffen waren, aufgrund des hohen Gleichlaufs der konjunkturellen Verlangsamung während der globalen Finanzkrise und der Schuldenkrise im Euroraum zumindest mittelbar betroffen gewesen sein. Die Unterscheidung zwischen normalen Rezessionen und Banken Krisen wird deshalb anhand von Fallbeispielen aus dem Kreis der fünf großen Volkswirtschaften des Euroraums sowie auf Basis von OECD-Schätzungen vorgenommen, die für einen größeren Länderkreis und einen längeren Zeitraum vorliegen. Insgesamt dürften die Ergebnisse der Revisionsanalyse für das Verfahren der Europäischen Kommission maßgeblich durch die globale Finanzkrise beeinflusst sein.

**Tabelle 4.1-1:**  
**Anzahl der Rezessionen und Banken Krisen**

	5 Länder	28 Länder
<b>Echtzeit-Daten (ab 2004)</b>		
Rezessionen	8	39
davon: mit Banken Krisen	6	18
<b>gesamter Zeitraum</b>		
Rezessionen	20	96
davon: mit Banken Krisen	6	29

Rezessionen werden durch eine negative jährliche BIP-Zuwachsrates identifiziert, Banken Krisen gemäß Laeven und Valencia (2013). Banken Krisen gehen mit einer Rezession einher, wenn diese im gleichen Jahr oder bis zu drei Jahre später beginnt.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; eigene Berechnungen.

Für die Abschätzung des Verlaufs der relevanten Größen während Rezessionen wird ein Regressionsansatz gemäß Gourinchas und Obstfeld (2012) angewandt:

$$x_t = \alpha_{it} + \sum_{n=-k}^{n=l} \beta_n R_{i,t+n} + u_{it}. \quad (4.1-1)$$

Die jeweils betrachtete Variable  $x_t$  (z.B. die Produktionslücke) wird dazu auf eine Reihe von Dummy-Variablen  $R_{i,t+n}$  regressiert, die ein bestimmtes Jahr im Verlauf einer Rezession abbilden, wobei die Dummy-Variable  $R_{i,t}$  im jeweils ersten Jahr einer Rezession den Wert 1 annimmt und ansonsten den Wert 0. Die Parameter  $\beta_n$  geben dann jeweils den Einfluss von Rezessionen auf die betrachtete Variable im Vergleich zur länderspezifischen Konstanten an. Dieser Ansatz kann leicht erweitert werden, um zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen zu unterscheiden. Die Regression wird gegebenenfalls an die jeweilige Fragestellung angepasst. So wird für die Analyse des typischen Verlaufs von Potenzialwachstum und Produktionslücke ein Zeitraum von 5 Jahren vor dem Beginn einer Rezession bis 5 Jahre nach dem Beginn einer Rezession gewählt ( $k=l=5$ ) und es werden länderspezifische Konstanten („country-fixed effects“) berücksichtigt ( $\alpha_{it}$ ). Für die Revisionsanalysen werden lediglich 3 Jahre vor dem Beginn einer Rezession betrachtet, da hierfür nur ein deutlich kürzerer Beobachtungszeitraum zur Verfügung steht.<sup>21</sup> Zudem werden für die Revisionsanalyse keine länderspezifische Konstanten berücksichtigt, da die Ergebnisse dann leichter zu interpretieren sind.

## 4.2 Typischer Verlauf der Produktionslücke und des Potenzials über den Konjunkturzyklus

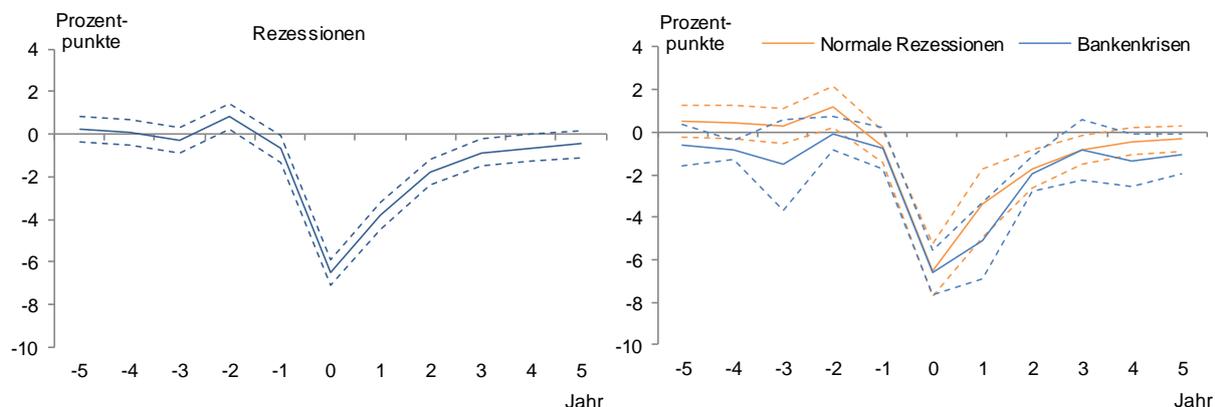
Zunächst wird der Verlauf der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts während Rezessionen untersucht, da das Bruttoinlandsprodukt eine zentrale Richtschnur für die Schätzung der Produktionslücke und des Potenzialwachstums ist. Es zeigt sich, dass die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts im ersten Jahr einer Rezession um mehr als 6 Prozentpunkte niedriger liegt, als sie ohne Rezession durchschnittlich ausfällt. (Abbildung 4.2-1). Danach erhöht sich die Zuwachsrate wieder allmählich, sie bleibt aber für den gesamten Beobachtungszeitraum von 5 Jahren unterhalb der durchschnittlichen Zuwachsrate. Erst im fünften Jahr nach dem Beginn einer Rezession unterscheidet sich die Zuwachsrate dem 95-Prozent Konfidenzintervall zufolge nicht mehr signifikant von der durchschnittlichen Rate. Im ersten Jahr einer Rezession unterscheiden sich normale Rezessionen und Bankenkrisen kaum. Im weiteren Verlauf erholt sich die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts bei normalen Rezessionen jedoch deutlich rascher als bei Bankenkrisen und unterscheidet sich ab dem vierten Jahr nicht mehr signifikant von der durchschnittlichen Rate. Vor dem Beginn einer Rezession ist die Zuwachsrate im Falle von normalen Rezessionen etwas höher aber lediglich in einem Jahr signifikant verschieden von der durchschnittlichen Rate.

Die Ergebnisse weisen einige Auffälligkeiten auf, die zum Teil im Widerspruch mit einigen Ergebnissen in der Literatur oder theoretischen Zusammenhängen stehen. So ist die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts vor dem Beginn einer Bankenkrise durchgehend niedriger als im Falle von normalen Rezessionen, obwohl oftmals argumentiert wird, dass Bankenkrisen ausgeprägte Boomphasen vorausgehen. Ferner ist die Tiefe der Rezession für normale Rezessionen und Bankenkrisen im ersten Jahr nahezu identisch, während häufig gezeigt wurde, dass Rezessionen in Verbindung mit Bankenkrisen

---

<sup>21</sup> Ein Großteil der für die Revisionsanalyse relevanten Rezessionen haben im Jahr 2009 begonnen, so dass für den Projektionshorizont  $t+2$  Echtzeitdaten (die ab dem Jahr 2004 vorliegen) frühestens für 3 Jahre vor Beginn dieser Rezessionen vorliegen.

**Abbildung 4.2-1:**  
Verlauf der BIP-Zuwachsrates vor und nach Rezessionen bzw. normalen Rezessionen und Banken Krisen



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Abweichung von der durchschnittlichen Zuwachsrates in Prozentpunkten. Gestrichelte Linien entsprechen 2 Standardabweichungen der geschätzten Effekte. Banken Krisen: Rezessionen, die mit Banken Krisen einhergehen.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

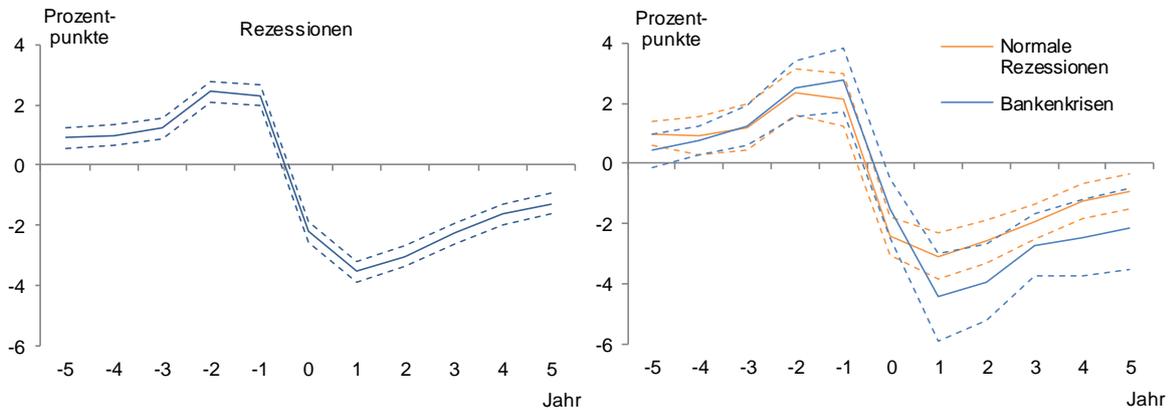
deutlich tiefer ausfallen (IMF 2009; Jorda et al. 2013; Reinhart und Rogoff 2009). Schließlich wurde gezeigt, dass Erholungen im Anschluss an normale Rezessionen in der Regel recht kräftig ausfallen (Boysen-Hogrefe et al. 2016), während die Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts sich hier nicht oberhalb der durchschnittlich zu verzeichnenden Rate befindet. Zu diesen Auffälligkeiten könnte allerdings die Beschaffenheit des Datensatzes beitragen. So hat sich die durchschnittliche Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts bzw. das Potenzialwachstum in vielen der hier betrachteten Volkswirtschaften zwischen den Jahren 1965 und 2017 in der Tendenz verringert; insbesondere Banken Krisen traten aber vor allem gegen Ende dieses Beobachtungszeitraums auf. Ferner sind in dem Datensatz auch einige zum Teil sehr kleine Länder enthalten, deren Bruttoinlandsprodukt im Vergleich zu den großen Volkswirtschaften der Europäischen Union eine deutlich höhere Schwankungsbreite aufweist. Die Berücksichtigung dieser Länder könnte beispielsweise dazu führen, dass für normale Rezessionen ein stärkerer Rückgang des Bruttoinlandsprodukts ausgewiesen wird als für einen Länderkreis, der hauptsächlich die Länder des Euroraums umfasst. Allerdings ist es nur schwer möglich, innerhalb dieses Datensatzes für diese Einflussfaktoren zu kontrollieren.<sup>22</sup>

Die Produktionslücke verhält sich im Verlauf von Rezessionen in etwa so, wie man aus theoretischer Sicht erwarten würde: In Boomphasen, also vor dem Beginn einer Rezession, ist die Produktionslücke deutlich im positiven Bereich, insbesondere in den jeweils letzten beiden Jahren eines Booms, und erreicht Werte von knapp 2,5 Prozent (Abbildung 4.2-2). Mit dem Beginn einer Rezession dreht sie deutlich in den negativen Bereich. Im zweiten Jahr erreicht die Lücke ihren Tiefpunkt mit einem Wert von -3,5 Prozent. Danach erhöht sie sich allmählich wieder, allerdings liegt sie selbst nach 5 Jahren noch um mehr als 1 Prozent im negativen Bereich. Im Falle von Banken Krisen weist die Produktionslücke eine deutlich höhere Amplitude auf als bei normalen Rezessionen: Vor dem Beginn einer Rezession ist die Produktionslücke um knapp 1 Prozentpunkt höher, am Tiefpunkt liegt sie etwa 1 Prozent-

<sup>22</sup> Eine Möglichkeit für die Abschwächung des Potenzialwachstums zu kontrollieren ist, in der Regressionsanalyse time-fixed-effects zu berücksichtigen. Allerdings schafft dies aufgrund der recht hohen Länderheterogenität wohl bestenfalls teilweise Abhilfe. Zudem wird dadurch vermutlich der Effekt von Rezessionen auf die Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts unterschätzt werden, da viele Rezessionen international synchron aufgetreten sind. Insgesamt weisen die Ergebnisse die gleichen Auffälligkeiten auf, wenn in den Regressionen für time-fixed-effects kontrolliert wird.

punkt niedriger. Im fünften Jahr nach dem Beginn einer Bankenkrise ist die Produktionslücke mit mehr als -2 Prozent noch deutlich im negativen Bereich.

**Abbildung 4.2-2:**  
Verlauf der Produktionslücke vor und nach Rezessionen bzw. normalen Rezessionen und Bankenkrisen

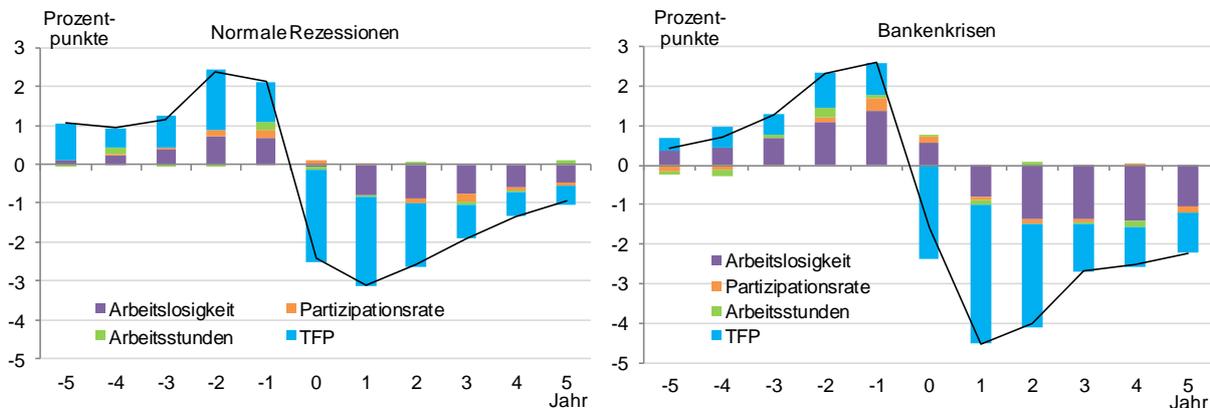


Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Abweichung von der durchschnittlichen Produktionslücke in Prozentpunkten. Gestrichelte Linien entsprechen 2 Standardabweichungen der geschätzten Effekte. Bankenkrisen: Rezessionen, die mit Bankenkrisen einhergehen.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; eigene Berechnungen.

Die Schwankungen der Produktionslücke werden im Verlauf von normalen Rezessionen im Wesentlichen durch die TFP getrieben wird (Abbildung 4.2-3). In geringerem Ausmaß trägt auch die konjunkturelle Arbeitslosigkeit zum Verlauf der Produktionslücke bei; Partizipationsrate und Arbeitsstunden spielen quantitativ kaum eine Rolle. Dies ist plausibel, da die TFP pro-zyklische Eigenschaften aufweist und die Wirkungen einer Rezession auf den Arbeitsmarkt in der Regel erst mit einiger Verzögerung auftreten. Im Verlauf von Bankenkrisen ergibt sich ein ähnliches Bild, wobei der Beitrag der konjunkturellen Arbeitslosigkeit etwas ausgeprägter ist und im Anschluss an die Rezession länger deutlich im negativen Bereich bleibt.

**Abbildung 4.2-3:**  
Beiträge zur Produktionslücke vor und nach normalen Rezessionen und Bankenkrisen

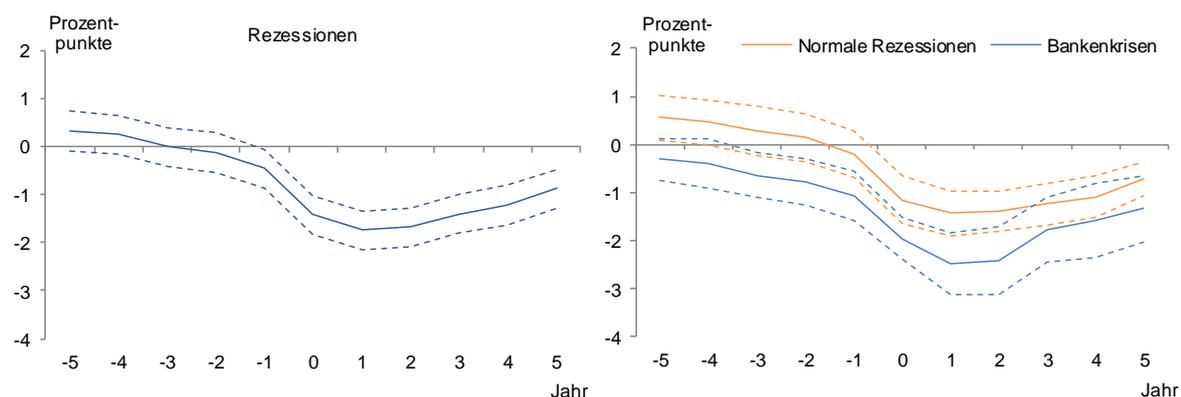


Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Abweichung von dem jeweils durchschnittlichen Beitrag der Komponenten zur Produktionslücke in Prozentpunkten.

Quellen: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; eigene Berechnungen.

Das Potenzialwachstum schwächt sich im Verlauf von Rezessionen spürbar ab (Abbildung 4.2-4). Den Tiefpunkt erreicht es typischerweise im zweiten Jahr einer Rezession, in dem es um 1,7 Prozentpunkte unterhalb des durchschnittlichen Wertes liegt. Bis dahin hat es sich ausgehend von 5 Jahre vor Beginn der Rezession kontinuierlich um insgesamt rund 2 Prozentpunkte reduziert. Nach dem Tiefpunkt erholt sich das Potenzialwachstum allmählich, liegt nach 5 Jahren aber immer noch deutlich unter dem im Durchschnitt zu verzeichnenden Wert. Dieser Verlauf lässt sich auch damit erklären, dass die Berechnungsmethodik auf Filterverfahren beruht und das Potenzialwachstum deshalb auch vor und nach Rezessionen niedriger eingeschätzt wird. Der Verlauf ist für normale Rezessionen und Bankenrisen recht ähnlich. Das im Falle von Bankenrisen durchgängig niedrigere Potenzialwachstum dürfte wiederum vor allem dem Umstand geschuldet sein, dass sich das Wachstum in vielen Ländern seit dem Jahr 1965 in der Tendenz verlangsamt hat und Bankenrisen vor allem am Ende des Beobachtungszeitraums aufgetreten sind. Anders als bei der Produktionslücke tragen zum Verlauf des Potenzialwachstums während Rezessionen alle Komponenten spürbar bei (Abbildung 4.2-5). Die geringsten Beiträge liefert der Faktor Arbeit. Die Verringerung des Potenzialwachstums vor Bankenrisen geht vor allem auf die TFP zurück.

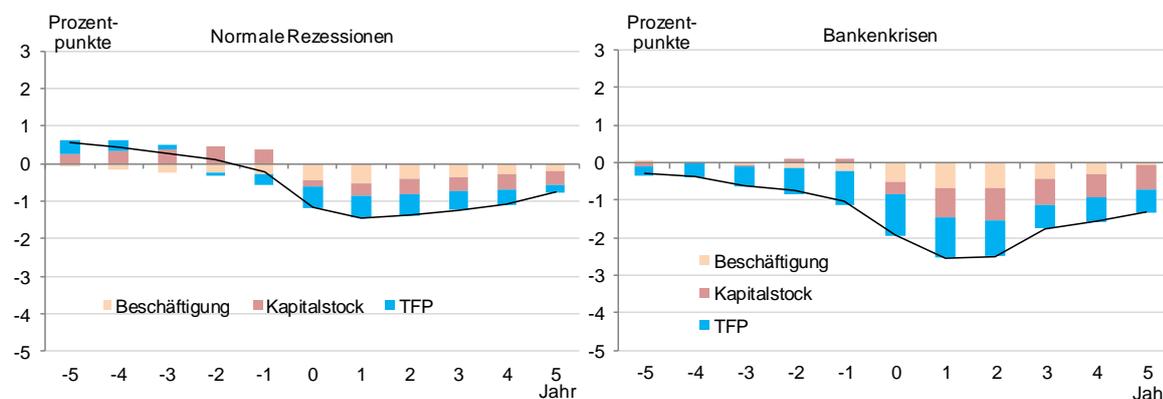
**Abbildung 4.2-4:**  
Verlauf des Potenzialwachstums vor und nach Rezessionen



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Abweichung vom durchschnittlichen Potenzialwachstum in Prozentpunkten. Gestrichelte Linien entsprechen 2 Standardabweichungen der geschätzten Effekte. Bankenrisen: Rezessionen, die mit Bankenrisen einhergehen.

Quellen: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

**Abbildung 4.2-5:**  
Beiträge zum Potenzialwachstum vor und nach Rezessionen



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Abweichung von dem jeweils durchschnittlichen Beitrag der Komponenten zum Potenzialwachstum in Prozentpunkten.

Quellen: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

### 4.3 Revisionen über den Konjunkturzyklus

Für die Revisionsanalyse werden zunächst der Verlauf der Produktionslücke und des Potenzialwachstums (sowie der jeweiligen Komponenten) im Zuge von Rezessionen analysiert.<sup>23</sup> Im Anschluss werden die Revisionen für verschiedene Phasen des Konjunkturzyklus sowie für verschiedene Projektionshorizonte analog zur Vorgehensweise in Abschnitt 3.2 ausgewertet. Zunächst wird die Revisionsanalyse detailliert für die Schätzungen der Europäischen Kommission vorgenommen (Abschnitt 4.3.1). Danach werden die Echtzeiteigenschaften dieser Schätzungen mit den Schätzungen der OECD, des IMF und eines HP-Filters verglichen (Abschnitt 4.3.2). Schließlich wird untersucht, ob sich die Revisionen zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen systematisch unterscheiden (Abschnitt 4.3.3), und die Ergebnisse werden in die Literatur eingeordnet (Abschnitt 4.3.4).

#### 4.3.1 Revisionsanalyse für die Schätzungen der Europäischen Kommission

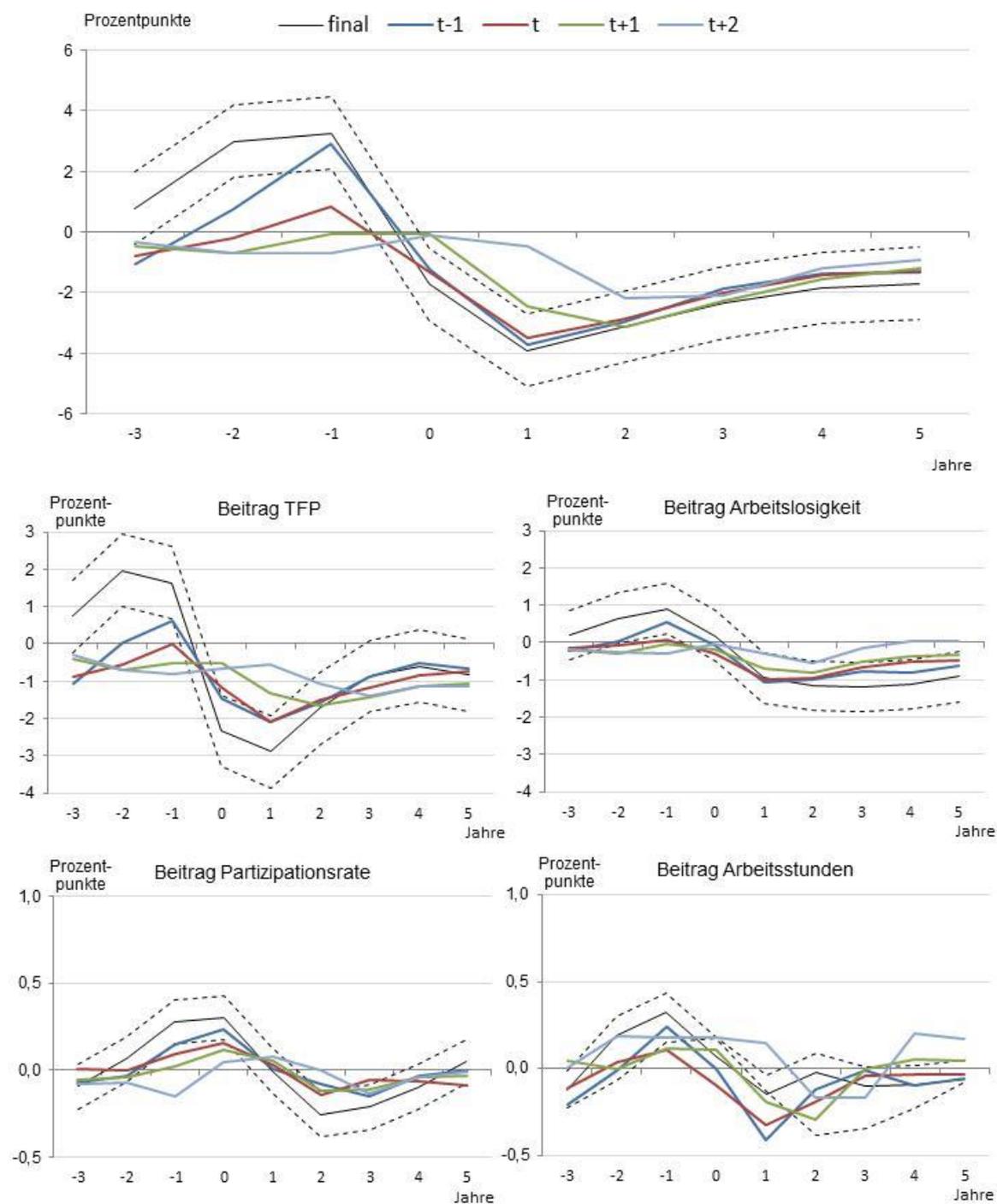
Der Vergleich für die Produktionslücke (Abbildung 4.3-1) zeigt, dass der typische Verlauf während Rezessionen („final“) weder in kontemporären Schätzungen ( $t$ ) noch in Schätzungen für zukünftige Jahre ( $t+1$  und  $t+2$ ) adäquat erfasst wird. Erst mit dem Beginn einer Rezession (Jahr 0) werden die Schätzungen für die Produktionslücke für die jeweiligen Projektionshorizonte nach unten angepasst. Die Schätzungen für das jeweils vergangene Jahr ( $t-1$ ) zeichnen den Verlauf der Produktionslücke recht gut nach, allerdings erst ab dem letzten Jahr vor dem Beginn einer Rezession ( $-1$ ). Die Ergebnisse sprechen dafür, dass im Wesentlichen die Information über den Beginn einer Rezession die Schätzungen der Produktionslücke beeinflusst. Für die Jahre, für die diese Information für keinen der Projektionshorizonte ( $-3$  bis  $-2$ ) oder für jeden der Projektionshorizonte ( $2$  bis  $5$ ) vorliegt, unterscheiden sich die Schätzungen nur noch geringfügig. Zudem entsprechen die Revisionen für die Schätzungen, für die die Information des Beginns einer Rezession noch nicht vorliegt, in der Größenordnung in etwa der Produktionslücke auf Basis des finalen Datenstandes, danach fallen sie im Durchschnitt vergleichsweise gering aus (Abbildung 4.3-2). Vor diesem Hintergrund dürfte eine wesentliche Ursache für die geringe Genauigkeit der Echtzeit-Produktionslückenschätzungen im Verlauf von Rezessionen sein, dass Rezessionen kaum vorhersehbar sind und Prognosen des Bruttoinlandsprodukts für Rezessionsjahre deshalb systematisch zu optimistisch ausfallen (Dovern und Jannsen 2017). Die Echtzeiteigenschaften der Produktionslückenschätzungen im Verlauf von Rezessionen spiegeln sich im Wesentlichen auch in den Komponenten wider. Quantitativ am bedeutsamsten sind dabei der TFP-Zyklus und in geringerem Maße die konjunkturelle Arbeitslosigkeit.

Für die Echtzeitschätzungen des Potenzialwachstums zeigt sich ein ähnliches Bild wie für die der Produktionslücke. Erst wenn der Beginn einer Rezession beobachtet worden ist, werden die Projektionen für das Potenzialwachstum deutlich nach unten angepasst (Abbildung 4.3-3). Auch die Abschwächung des Potenzialwachstums vor dem Beginn einer Rezession kann somit durch die Potenzialschätzung nicht erfasst werden. Insgesamt fallen die Revisionen für die Schätzungen für das jeweils vergangene Jahr ( $t-1$ ) recht gering aus, aber werden mit zunehmendem Projektionshorizont deutlich größer, insbesondere im unmittelbaren Umfeld von Rezessionen (Abbildung 4.3-4). Einige Jahre nach einer Rezession wird das Potenzialwachstum im Durchschnitt zunächst unterschätzt und in der Folge nach oben revidiert; allerdings fallen diese Revisionen recht gering aus. Die Revisionen gehen zu etwa gleichen Teilen auf alle drei Komponenten des Potenzialwachstums zurück.

---

<sup>23</sup> Für die bessere Vergleichbarkeit wurden die Schätzungen auf Basis des finalen Datenstands für den Zeitraum von 2006 bis 2016 vorgenommen und entsprechen damit nicht den Ergebnissen aus Abschnitt 4.1, die auf dem Zeitraum von 1965 bis 2016 beruhen.

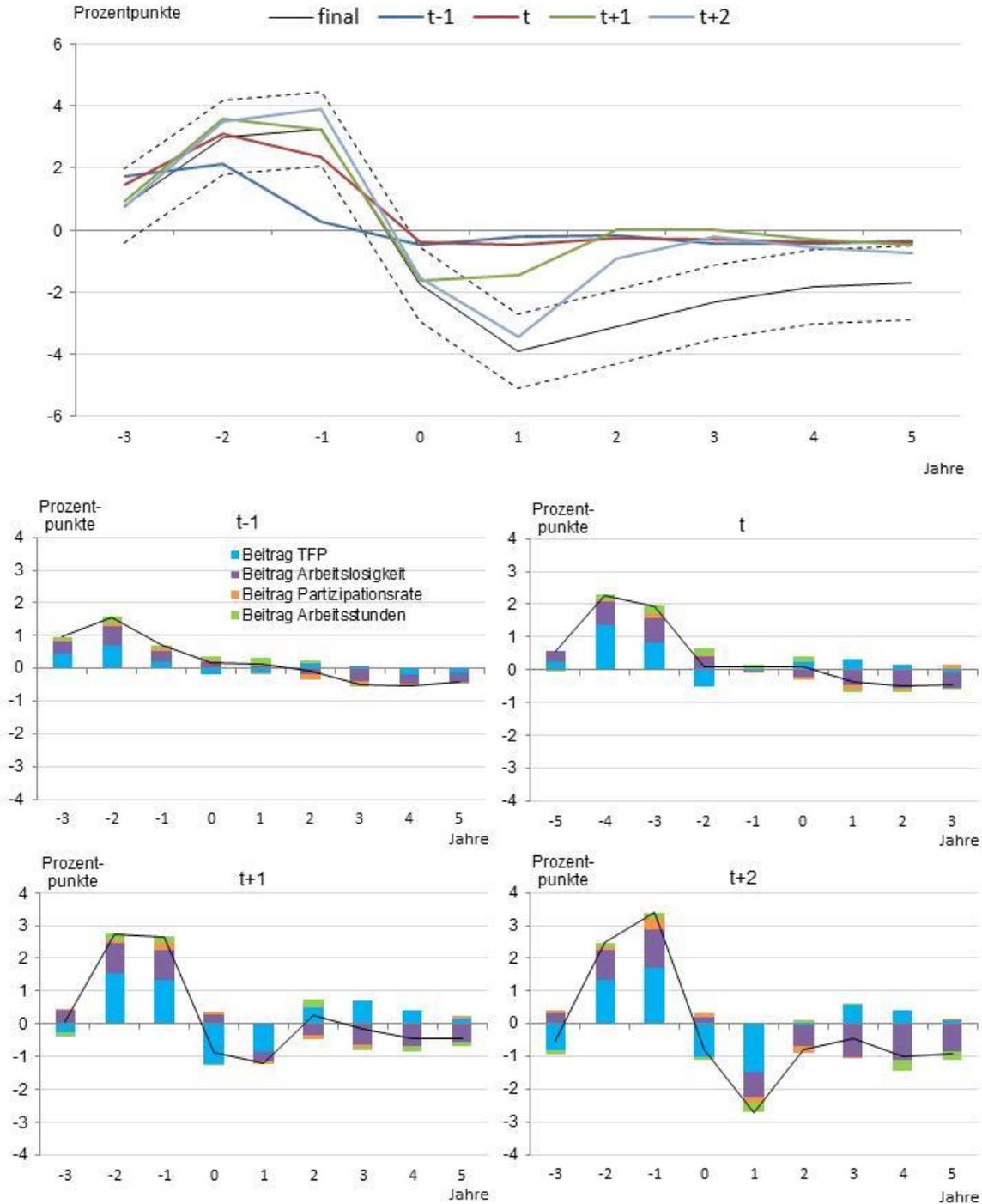
**Abbildung 4.3-1:**  
Vergleich der Echtzeit-Schätzung der Produktionslücke vor und nach Rezessionen mit der Ex-Post-Schätzung



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Echtzeitschätzungen sowie die finale Schätzung der Produktionslücke und seiner Komponenten (+/- 2 Standardabweichungen) für verschiedene Projektionszeiträume. Abweichung von der jeweils durchschnittlichen Produktionslücke bzw. des durchschnittlichen Beitrags der Komponenten in Prozentpunkten.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; eigene Berechnungen.

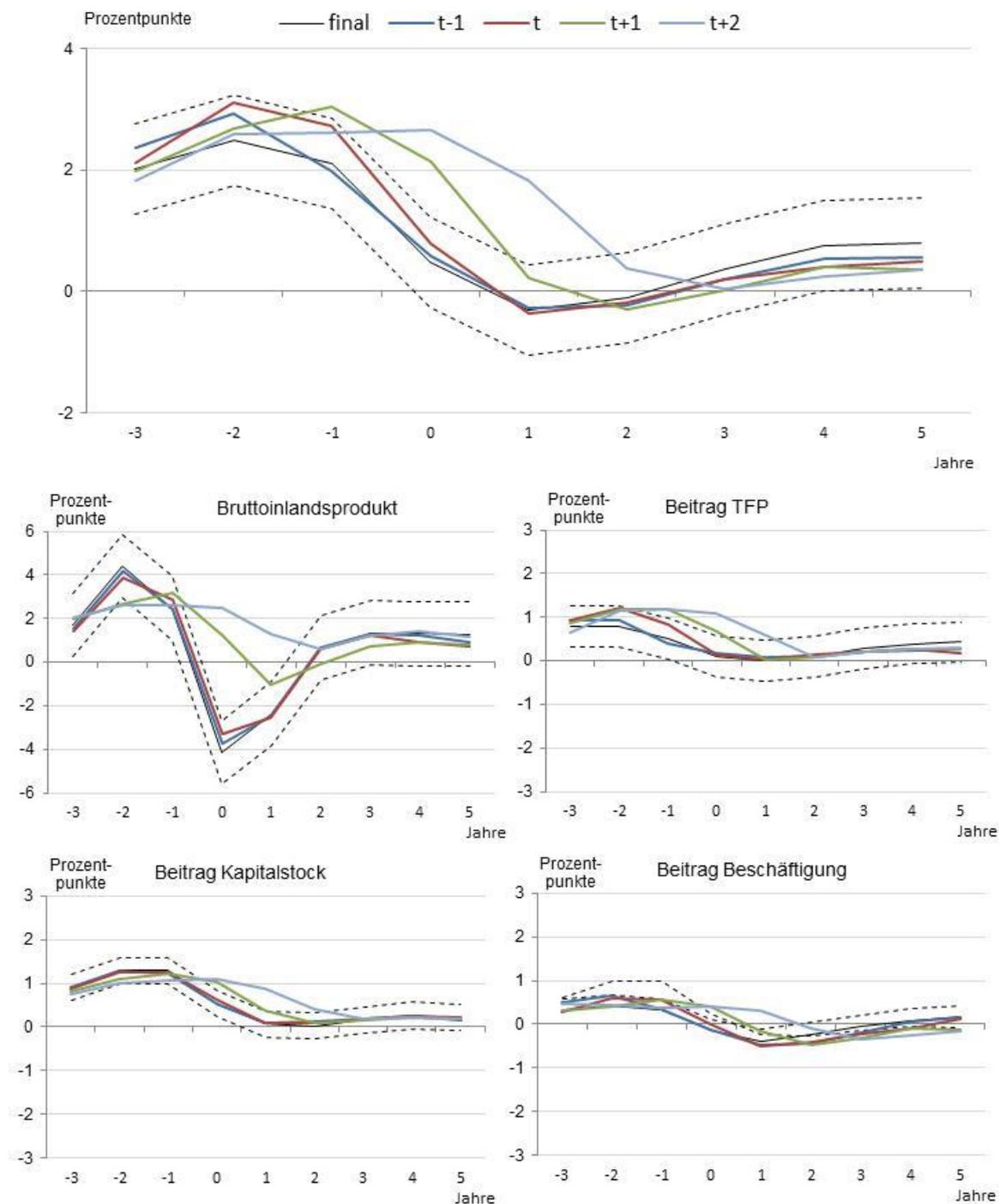
**Abbildung 4.3-2:**  
Vergleich Revisionen der Produktionslücke und seiner Komponenten vor und nach Rezessionen für verschiedene Projektionshorizonte



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Revisionen der Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke und ihrer Komponenten für verschiedene Projektionszeiträume. Abweichung von der jeweils durchschnittlichen Produktionslücke bzw. des durchschnittlichen Beitrags der Komponenten in Prozentpunkten.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

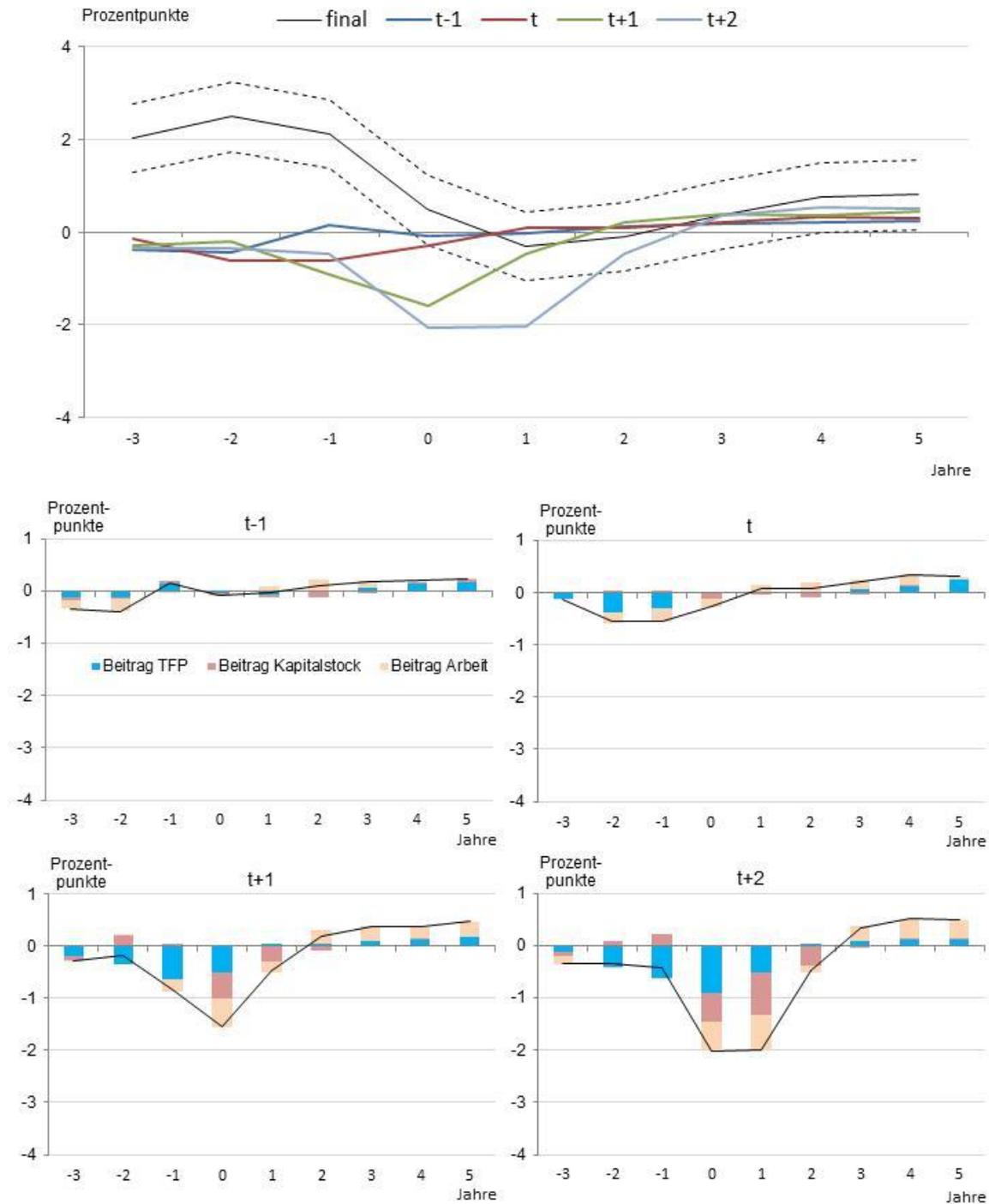
**Abbildung 4.3-3:**  
Vergleich der Echtzeitschätzungen für das Potenzialwachstum im Verlauf von Rezessionen für unterschiedliche Projektionshorizonte



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Echtzeitschätzungen sowie die finale Schätzung für das Potenzialwachstum und seiner Komponenten (+/- 2 Standardabweichungen) für verschiedene Projektionszeiträume. Abweichung vom jeweils durchschnittlichen Potenzialwachstum bzw. des durchschnittlichen Beitrags der Komponenten in Prozentpunkten.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

**Abbildung 4.3-4:**  
Vergleich der Revisionen des Potenzialwachstums und seiner Komponenten vor und nach Rezessionen für verschiedene Projektionshorizonte



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Revision der Echtzeitschätzungen für das Potenzialwachstum und seiner Komponenten in Prozentpunkten.

Quellen: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

Im Folgenden werden die durchschnittlichen Revisionen und die durchschnittlichen absoluten Revisionen für drei Phasen des Konjunkturzyklus analysiert: Boomphasen, Rezessionen und Erholungsphasen (Tabellen 4.3-1 bis 4.3-3). Für die Boomphasen werden die beiden Jahre vor dem Beginn einer Rezession herangezogen, da die Analyse auf Basis der finalen Schätzungen in Abschnitt 4.1 gezeigt hat, dass die Produktionslücke in diesen beiden Jahren typischerweise besonders weit geöffnet ist. Für Rezessionen werden analog zur bisherigen Analyse alle Jahre herangezogen, in denen das Bruttoinlandsprodukt eine negative Zuwachsrate aufgewiesen hat. Rezessionen können demnach unterschiedlich lang ausfallen. Für die Erholungsphasen werden die beiden Jahre im Anschluss an eine Rezession herangezogen. Da für diese Revisionsanalyse wiederum nur die Jahre, für die Echtzeitschätzungen der Produktionslücke bzw. des Potenzialwachstums vorliegen, verwendet werden können, wird auf eine Unterscheidung zwischen normalen Rezessionen und Banken Krisen aus den oben genannten Gründen verzichtet. Es werden sowohl die Ergebnisse für die fünf größten Volkswirtschaften im Euroraum (5 Länder: Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien und die Niederlande) als auch für alle 28 Mitgliedsstaaten der Europäischen Union (28 Länder) analysiert.

**Tabelle 4.3-1:**  
**Durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Boomphasen (2 Jahre vor Beginn einer Rezession)**

	5 Länder				28 Länder			
	t-1	t	t+1	t+2	t-1	t	t+1	t+2
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,0	0,1	-0,1	0,2	0,2	0,4	0,4
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	0,9	0,9	0,6	0,7	1,4	1,5
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,1	-0,6	-0,6	-0,7
Durchschnittl. absolute Revision	0,4	0,4	0,4	0,5	0,7	0,8	0,8	0,9
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,1	-0,2	-0,3	-0,3	0,0	-0,3	-0,5	-0,5
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,3	0,4	0,4	0,4	0,5	0,6	0,7
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,1	0,1	0,1	0,1	0,3	0,3	0,3	0,4
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,8	1,6	2,0	1,8	1,2	2,8	3,4	3,4
Durchschnittl. absolute Revision	1,2	1,6	2,1	2,2	1,9	2,8	3,5	3,7
<b>Beitrag TFP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,5	0,8	1,0	0,5	1,2	1,6	1,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,7	1,0	1,2	1,2	0,9	1,4	1,8	1,8
<b>Beitrag Arbeitslosigkeit</b>								
Durchschnittl. Revision	0,5	0,7	0,8	0,8	0,4	0,8	0,9	0,9
Durchschnittl. absolute Revision	0,6	0,8	0,9	1,0	0,7	0,9	1,1	1,2
<b>Beitrag Partizipationsrate</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,2	0,2	0,1	0,0	0,0	0,1	0,2
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	0,4	0,5	0,3	0,3	0,3	0,5
<b>Beitrag Arbeitsstunden</b>								
Durchschnittl. Revision	0,2	0,2	0,1	-0,1	0,2	0,2	0,2	0,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,4	0,4

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2004-2016.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

**Tabelle 4.3-2:**  
**Durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Rezessionen**

	5 Länder				28 Länder			
	t-1	t	t+1	t+2	t-1	t	t+1	t+2
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,5	-2,7	-4,2	-0,2	-0,4	-4,0	-6,2
Durchschnittl. absolute Revision	0,5	0,8	2,7	4,2	0,7	1,2	4,2	6,2
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,1	-0,5	-1,0	0,0	-0,1	-1,2	-2,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	0,7	1,0	0,5	0,7	1,5	2,3
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,1	-0,1	-0,2	-0,4	0,0	-0,1	-0,4	-0,9
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,2	0,2	0,4	0,3	0,4	0,6	1,0
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	-0,2	-0,3	0,0	-0,1	-0,4	-0,7
Durchschnittl. absolute Revision	0,1	0,1	0,2	0,3	0,2	0,2	0,5	0,7
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,2	-0,1	-0,2	0,1	0,1	-0,3	-0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	0,4	0,5	0,4	0,5	0,7	0,8
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,7	-1,8	-2,7	-0,2	-0,3	-1,6	-2,7
Durchschnittl. absolute Revision	0,8	1,0	2,1	3,1	1,1	1,2	2,3	3,6
<b>Beitrag TFP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	-0,2	-1,0	-1,4	-0,1	-0,2	-0,8	-1,3
Durchschnittl. absolute Revision	0,5	0,5	1,0	1,5	0,9	0,9	1,4	1,9
<b>Beitrag Arbeitslosigkeit</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,5	-0,7	-1,2	0,0	0,0	-0,4	-0,8
Durchschnittl. absolute Revision	0,8	0,9	1,1	1,5	0,7	1,0	1,2	1,6
<b>Beitrag Partizipationsrate</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	0,1	0,2	0,0	0,0	0,1	0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4
<b>Beitrag Arbeitsstunden</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,1	0,0	-0,3	-0,4	0,1	0,2	-0,1	-0,3
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,2	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,6

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2004-2016.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*, eigene Berechnungen.

Die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts wird für Rezessionen systematisch überschätzt und für Erholungsphasen (allerdings in deutlich geringerem Ausmaß) systematisch unterschätzt.<sup>24</sup> Dies gilt insbesondere für die Jahre, in denen die Projektionen ausschließlich auf Prognosen beruhen (t+1 und t+2), während die systematischen Fehler für die Jahre, für die erste Angaben der nationalen statistischen Ämter vorliegen (Jahreswerte für t-1 bzw. erste Quartalswerte für t), deutlich geringer ausfallen. In Boomphasen kommt es zu keinen größeren systematischen Revisionen. Bemerkenswert ist, dass die durchschnittlichen absoluten Revisionen für Boomphasen und für Erholungsphasen ähnliche Größenordnungen aufweisen. Während die Revisionen für Boomphasen aber offenbar in beide Richtungen erfolgen, wird die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts für Erholungsphasen systematisch aufwärts revidiert. Insgesamt weisen die Prognosen der Europäischen Kommission über den Konjunkturzyklus hinweg somit ähnliche Eigenschaften auf wie die Consensus-Prognosen (Dovern und Janssen 2017).

<sup>24</sup> Die durchschnittlichen Revisionen werden im Folgenden auch als systematische Revisionen bezeichnet, da sie Auskunft darüber geben, ob die Revisionen systematisch in eine Richtung erfolgen.

**Tabelle 4.3-3:**  
**Durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Erholungsphasen (2 Jahre nach Ende einer Rezession)**

	5 Länder				28 Länder			
	t-1	t	t+1	t+2	t-1	t	t+1	t+2
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,3	0,3	0,8	0,7	0,3	0,4	1,2	0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	1,0	1,0	0,5	0,6	1,5	1,4
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	0,1	-0,1	0,2	0,2	0,3	-0,2
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	0,5	0,6	0,4	0,6	0,7	1,1
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	0,1	0,1	0,1	0,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,1	0,2	0,2	0,3	0,3	0,4	0,4	0,5
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0	-0,2
Durchschnittl. absolute Revision	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	0,3	0,4
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,1	0,3	0,2	0,1	0,1	0,3	0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,3	0,5	0,4	0,3	0,4	0,5	0,7
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,2	0,4	0,4	-0,5	-0,1	0,3	0,7	-0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,6	0,7	1,1	1,5	0,9	1,0	1,3	1,5
<b>Beitrag TFP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,3	0,5	0,3	0,0	0,4	0,7	0,5
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,6	0,8	0,6	0,6	0,8	1,0	0,8
<b>Beitrag Arbeitslosigkeit</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	-0,2	-0,6	-0,1	-0,1	-0,2	-0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,5	0,8	1,2	0,4	0,6	0,7	1,0
<b>Beitrag Partizipationsrate</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,4
<b>Beitrag Arbeitsstunden</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,1	0,2	-0,1	0,2	0,1	0,2	0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,2	0,3	0,4	0,3	0,4	0,5	0,6

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2004-2016.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

Das Potenzialwachstum wird für Boomphasen und für Rezessionen für die Projektionshorizonte, die ausschließlich auf Prognosen beruhen (t+1 und t+2), systematisch überschätzt. Für die Horizonte, für die bereits Daten der nationalen statistischen Ämter vorliegen, fallen die durchschnittlichen Revisionen deutlich geringer aus. Auch für Erholungsphasen sind die Revisionen in der Tendenz deutlich geringer. Für Boomphasen lassen sich die systematischen Revisionen vor allem auf Revisionen bei der TFP zurückführen. Für Rezessionen gehen die Revisionen in vergleichbaren Größenordnungen auf alle drei Komponenten zurück.

Die Produktionslücke wird für Rezessionen deutlich über- und für Boomphasen deutlich unterschätzt. Die Revisionen fallen wiederum für die Horizonte, für die die Projektionen ausschließlich auf Prognosen basieren (t+1 und t+2), deutlich höher aus. Für Erholungsphasen fallen die durchschnittlichen Revisionen geringer und uneinheitlich aus. Während die Produktionslücke für die Horizonte t und t+1 etwas nach oben revidiert wird, wird sie für den Horizont t+2 nach unten revidiert. Insgesamt unterliegt die Produktionslücke mit absoluten durchschnittlichen Revisionen von bis zu 1,5 Prozentpunkten aber auch in Erholungsphasen teils beträchtlichen Revisionen. Die Revisionen für Boomphasen und für Rezessionen gehen in etwa zu gleichen Teilen auf den TFP-Zyklus sowie die konjunkturelle Arbeitslo-

sigkeit zurück, während die anderen beiden Komponenten (Partizipationsrate und Arbeitsstunden) eine untergeordnete Rolle spielen.

Die Revision der Produktionslücke eines Jahres lässt sich rechnerisch in die Beiträge von Revisionen des Bruttoinlandsprodukts sowie des Produktionspotenzials zerlegen, freilich ohne, dass dabei den Ursachen der Revisionen oder Wirkungen von Revisionen des Bruttoinlandsprodukts auf die Schätzung des Produktionspotenzials Rechnung getragen werden kann. Die hier durchgeführten Analysen beziehen sich auf die Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts und des Produktionspotenzials. Die Revisionen der Produktionslücke ergeben sich hingegen aus den Revisionen der jeweiligen Niveaus dieser Größen, wofür die gesamte Historie der Revisionen der Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts und des Produktionspotenzials relevant ist. Eine exakte Zerlegung wird dadurch erschwert, dass im Beobachtungszeitraum mehrere umfassende Revisionen des Bruttoinlandsprodukts durchgeführt worden sind, die erhebliche Verschiebungen beim Niveau des Bruttoinlandsprodukts (und in der Folge auch beim Produktionspotenzial) mit sich gebracht haben. Allerdings lassen sich die Revisionen der Produktionslücke für Rezessionen offenbar zu einem wesentlichen Teil durch die jeweils für den gleichen Projektionshorizont vorgenommenen Revisionen der Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts sowie des Produktionspotenzials erklären. Je nach Projektionshorizont fällt die Revision der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts genauso hoch oder deutlich höher aus als die Revision der Produktionslücke. Für größere Projektionshorizonte ( $t+1$  und  $t+2$ ) wirkt die Abwärtsrevision des Potenzialwachstums einer stärkeren Revision der Produktionslücke entgegen. Dies spricht dafür, dass sich die Revisionen der Produktionslücke für Rezessionen insbesondere auf Revisionen bei der Zuwachsrate beim Bruttoinlandsprodukt zurückführen lassen. Für Boomphasen und Erholungsphasen lassen sich die Revisionen der Produktionslücke nur zu einem kleinen Teil auf Revisionen der Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts und des Produktionspotenzials in demselben Jahr zurückführen, was darauf hindeutet, dass hier der Historie der Revisionen eine wesentlich höhere Bedeutung zukommt. Da die durchschnittlichen Revisionen für das Bruttoinlandsprodukt für Boomphasen sehr gering sind, stehen hier offenbar in größerem Ausmaß Revisionen des Produktionspotenzials hinter den Revisionen der Produktionslücke. Freilich dürfte ein wesentlicher Grund für die Revisionen des Potenzials sein, dass die den Boomphasen folgenden Rezessionen in den in die Potenzialschätzung einfließenden Prognosen nicht korrekt antizipiert worden waren und das Potenzial deshalb nachträglich nach unten angepasst wurde. Diese Interpretation steht auch im Einklang mit den Ergebnissen zur Analyse der Ursachen der Revisionen in Abschnitt 3.2, die zeigt, dass sowohl in der Phase vor der Finanzkrise als auch während der Finanzkrise Prognosefehler eine wesentliche Ursache für die teils großen Revisionen bei der Produktionslücke waren.

#### 4.3.2 Vergleich mit alternativen Schätzungen

Ein relevantes Kriterium für die Güte der Potenzialschätzung der Europäischen Kommission ist, wie sie im Vergleich zu anderen Schätzungen abschneidet. Neben der Europäischen Kommission veröffentlichen auch der IMF und die OECD regelmäßig ihre Schätzungen für das Produktionspotenzial und für die Produktionslücke für einen großen Länderkreis. Bezüglich der Schätzmethodik ist der HP-Filter das gängigste Verfahren und somit ein weiterer relevanter Maßstab. Für den IMF, die OECD und den HP-Filter werden ebenfalls die jeweiligen Herbst-Schätzungen für den Vergleich mit den Schätzungen der Europäischen Kommission herangezogen. Gleichwohl können beim IMF oder OECD die Veröffentlichungszeitpunkte und somit die Informationsstände von der Europäischen Kommission geringfügig abweichen. Für den HP-Filter ziehen wir die von der Europäischen Kommission veröffentlichten Ergebnisse heran, so dass sie auf demselben Informationsstand beruhen (vgl. Abschnitt 3.3). Für den Vergleich ziehen wir nur Jahre heran, die für alle vier Schätzungen vorliegen. Während für die fünf

großen Volkswirtschaften des Euroraums für alle Jahre im Zeitraum von 2006 bis 2016 Schätzungen vorliegen, verkleinert sich der Datensatz für alle Länder der Europäischen Union im Wesentlichen auf die „alten“ Mitgliedstaaten der Europäischen Union, die bereits vor dem Jahr 2004 Mitglied waren; zum Teil liegen für diese Länder zudem nicht Beobachtungen für den gesamten Zeitraum vor. Für den IMF wird der Prognosehorizont t+2 zudem nicht berücksichtigt, da für diesen Horizont deutlich weniger Beobachtungen vorliegen.<sup>25</sup> Schließlich wird für Irland das Jahr 2015 nicht berücksichtigt, in dem das Bruttoinlandsprodukt (und in der Folge das Produktionspotenzial) aufgrund von der Verlagerung von Anlagevermögen nach Irland durch multinationale Unternehmen ausweislich der amtlichen Statistiken um rund 25 Prozent gestiegen ist.

Großer Revisionsbedarf zeigt sich auch bei den anderen Schätzungen. Bei allen Verfahren wird die Produktionslücke für Boomphasen deutlich zu niedrig eingeschätzt. Im Vergleich mit den anderen Schätzungen weist das Verfahren der Europäischen Kommission für die fünf großen Volkswirtschaften des Euroraums für alle Prognosehorizonte sowohl für die durchschnittliche als auch für die durchschnittliche absolute Revision die geringsten Werte auf (Tabelle 4.3-4). Die Revisionen beim IMF und der OECD liegen in der Regel zwischen 0,5 und 1 Prozentpunkten höher als bei der Europäischen Kommission. Insbesondere für die Prognosehorizonte t+1 und t+2 weist der HP-Filter mit Abstand die größten durchschnittlichen und absoluten Revisionen auf. Für den größeren Länderkreis (15 Länder) ergibt sich ein ähnliches Bild. Auch hier weisen die Schätzungen der Europäischen Kommission die geringsten Revisionen auf. Insgesamt werden die Zuwachsraten des Produktionspotenzials im Durchschnitt deutlich stärker herunterrevidiert als die Zuwachsraten des Bruttoinlandsprodukts herauf. Dies spricht dafür, dass vor allem Revisionen des Produktionspotenzials maßgeblich für die Revisionen bei der Produktionslücke sind.

Für Rezessionen fallen die Revisionen der Schätzungen heterogener aus. Während die von der Europäischen Kommission geschätzte Produktionslücke für alle Prognosehorizonte nach unten revidiert wird, ergeben sich bei den anderen Schätzungen zum Teil auch Aufwärtsrevisionen (Tabelle 4.3-5). Für die fünf größten Volkswirtschaften des Euroraums wurde die Produktionslücke bei den anderen Schätzungen für die Horizonte t-1 und t etwas nach oben revidiert. Für die Horizonte t+1 und t+2 wurde sie dagegen durchgehend nach unten revidiert, wenn auch mit wenigen Ausnahmen in deutlich geringerem Ausmaß als bei der Europäischen Kommission. Für den größeren Länderkreis von 15 Volkswirtschaften ist die Aufwärtsrevision beim IMF und der OECD für den Zeitraum t sogar noch ausgeprägter. Dies spricht dafür, dass die Rezessionen im Zuge der globalen Finanzkrise in den Herbstprojektionen des IMF und der OECD bereits stärker zum Tragen kamen als bei der Europäischen Kommission. Allerdings unterscheiden sich die durchschnittlichen Revisionen beim Bruttoinlandsprodukt, die die jeweiligen Prognosefehler enthalten, nur geringfügig. Auch sind die absoluten durchschnittlichen Revisionen bei dem Verfahren der Europäischen Kommissionen zumindest für die Horizonte t-1 und t geringer als bei den anderen Schätzungen. Für die Horizonte t+1 und t+2 sind sie freilich größer. Insgesamt dürften die Abwärtsrevisionen bei der Produktionslücke insbesondere bei den Prognosehorizonten t+1 und t+2 zu einem Gutteil auf Fehlprognosen für das Bruttoinlandsprodukts zurückzuführen sein, während die Aufwärtsrevisionen offenbar stärker auf Revisionen beim Produktionspotenzial zurückgehen.

Die Schätzungen der Produktionslücke für Erholungsphasen fallen in der Regel zunächst zu niedrig aus und werden in der Folge nach oben revidiert (Tabelle 4.3-6). Eine Ausnahme stellt das Verfahren der Europäischen Kommission sowie der HP-Filter für den Projektionshorizont t+2 dar, für den die durch-

---

<sup>25</sup> Für den Vergleich werden neben den fünf großen Volkswirtschaften des Euroraums die folgenden Länder berücksichtigt: das Vereinigte Königreich, Schweden, Portugal, Luxemburg, Irland, Finnland, Griechenland, Dänemark, Belgien und Österreich.

schnittliche Revision nahe null oder im negativen Bereich liegt. Insgesamt fallen die absoluten durchschnittlichen Revisionen für alle Schätzungen geringer aus als für Boomphasen oder Rezessionen, auch wenn sie mit Werten von bis zu über 2 Prozentpunkten beträchtlich sein können. Die Zuwachsrates des Bruttoinlandsprodukts wird für Erholungsphasen für alle Projektionshorizonte im Durchschnitt zunächst unterschätzt und im weiteren Verlauf hoch revidiert. Auch die Zuwachsrates des Produktionspotenzials wird in der Tendenz nach oben revidiert. Vor allem für den Projektionshorizont t+2 ergeben sich im Durchschnitt jedoch auch Abwärtsrevisionen.

**Tabelle 4.3-4:**  
Vergleich der durchschnittlichen Revisionen nach Prognosehorizonten in Boomphasen zwischen verschiedenen Schätzungen

	5 Länder				15 Länder			
	t-1	t	t+1	t+2	t-1	t	t+1	t+2
<b>Europäische Kommission</b>								
<b>Zuwachsrates BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,0	0,1	-0,1	0,1	0,1	0,2	0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	0,9	0,9	0,4	0,5	1,0	1,0
<b>Zuwachsrates Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	-0,2	-0,3	-0,4	-0,2	-0,4	-0,5	-0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,4	0,4	0,4	0,5	0,5	0,7	0,6	0,7
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,8	1,6	2,0	1,8	0,9	1,9	2,4	2,3
Durchschnittl. absolute Revision	1,2	1,6	2,1	2,2	1,3	2,0	2,6	2,6
<b>HP-Filter (Europäische Kommission)</b>								
<b>Zuwachsrates Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,2	-0,5	-0,6	-0,8	-0,1	-0,5	-0,6	-0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,5	0,7	0,8	0,4	0,7	0,7	0,7
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	1,5	2,6	3,4	3,3	1,6	2,9	3,5	3,1
Durchschnittl. absolute Revision	1,5	2,6	3,4	3,5	1,7	3,0	3,6	3,7
<b>OECD</b>								
<b>Zuwachsrates BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,0	0,0	-0,3	0,1	0,1	0,3	0,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	0,7	0,9	0,4	0,5	1,0	1,0
<b>Zuwachsrates Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,1	-0,2	-0,2	-0,4	-0,4	-0,4	-0,3	-0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	0,3	0,4	0,5	0,6	0,6	0,6
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	1,4	2,2	2,9	2,7	1,9	2,7	3,3	3,5
Durchschnittl. absolute Revision	1,6	2,3	2,9	2,7	2,0	2,8	3,4	3,5
<b>IMF</b>								
<b>Zuwachsrates BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,1	0,1		0,1	0,1	0,3	
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,5	0,9		0,4	0,6	1,1	
<b>Zuwachsrates Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,2	-0,5	-0,5		-0,4	-0,6	-0,5	
Durchschnittl. absolute Revision	0,5	0,6	0,7		0,7	0,8	0,7	
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	1,7	2,5	2,5		2,2	2,8	3,0	
Durchschnittl. absolute Revision	1,7	2,5	2,5		2,2	2,8	3,0	

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission, der OECD und des IMF. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2006-2016; berücksichtigt werden nur Jahre und Länder, für die alle Schätzungen vorliegen.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; OECD; IMF; eigene Berechnungen.

**Tabelle 4.3-5:**  
Vergleich der durchschnittlichen Revisionen nach Prognosehorizonten in Rezessionen zwischen verschiedenen Schätzungen

	5 Länder				15 Länder			
	t-1	t	t+1	t+2	t-1	t	t+1	t+2
<b>Europäische Kommission</b>								
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,5	-2,7	-4,2	-0,2	-0,5	-2,9	-4,8
Durchschnittl. absolute Revision	0,5	0,8	2,7	4,2	0,6	1,0	3,1	4,8
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,1	-0,5	-1,0	0,1	0,0	-0,6	-1,3
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	0,7	1,0	0,4	0,6	1,0	1,5
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,7	-1,8	-2,7	0,0	-0,3	-1,5	-2,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,8	1,0	2,1	3,1	0,9	1,1	1,9	3,2
<b>HP-Filter (Europäische Kommission)</b>								
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,0	-0,4	-0,8	0,2	0,1	-0,5	-1,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,3	0,5	0,8	0,5	0,6	0,9	1,3
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,2	-0,8	-1,3	-0,1	0,1	-0,6	-1,5
Durchschnittl. absolute Revision	0,9	1,2	1,8	2,2	1,2	1,4	2,1	2,9
<b>OECD</b>								
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,4	-2,3	-4,2	-0,2	-0,5	-2,6	-4,8
Durchschnittl. absolute Revision	0,5	0,7	2,3	4,2	0,6	1,0	2,8	4,9
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	-0,2	-0,5	-0,6	-0,1	-0,3	-0,8	-1,0
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	0,7	0,6	0,5	0,8	1,1	1,3
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,3	-0,8	-2,7	0,9	1,2	0,3	-1,7
Durchschnittl. absolute Revision	1,5	1,4	1,5	2,9	1,6	2,0	1,9	2,5
<b>IMF</b>								
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	-0,3	-0,4	-2,9		-0,3	-0,5	-3,2	
Durchschnittl. absolute Revision	0,5	0,7	2,9		0,6	1,1	3,3	
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,3	-0,5		0,1	-0,1	-0,9	
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,5	0,7		0,7	0,9	1,2	
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,5	0,2	-0,8		0,5	1,0	0,2	
Durchschnittl. absolute Revision	1,2	1,1	1,6		1,2	1,7	1,5	

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission, der OECD und des IMF. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2006-2016; berücksichtigt werden nur Jahre und Länder, für die alle Schätzungen vorliegen.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD; IMF; eigene Berechnungen.

**Tabelle 4.3-6:**  
Vergleich der durchschnittliche Revisionen nach Prognosehorizonten in Erholungsphasen zwischen verschiedenen Schätzungen

	5 Länder				15 Länder			
	t-1	t	t+1	t+2	t-1	t	t+1	t+2
<b>Europäische Kommission</b>								
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,3	0,3	0,8	0,7	0,3	0,4	1,0	0,7
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	1,0	1,0	0,5	0,6	1,2	1,1
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	0,1	-0,1	0,1	0,2	0,3	-0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	0,5	0,6	0,4	0,5	0,6	0,7
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,2	0,4	0,4	-0,5	0,2	0,4	0,6	-0,2
Durchschnittl. absolute Revision	0,6	0,7	1,1	1,5	0,8	1,0	1,4	1,5
<b>HP-Filter (Europäische Kommission)</b>								
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	-0,1	0,0	-0,1	0,2	0,1	0,3	0,1
Durchschnittl. absolute Revision	0,1	0,2	0,3	0,5	0,3	0,5	0,6	0,6
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,4	0,6	0,8	0,0	-0,1	0,1	0,3	-0,7
Durchschnittl. absolute Revision	0,6	1,0	1,3	1,5	1,1	1,4	1,7	2,0
<b>OECD</b>								
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,3	0,3	0,7	0,6	0,3	0,4	0,9	0,6
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,3	0,9	1,0	0,5	0,6	1,1	1,1
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,0	0,0	-0,1	-0,5	0,0	0,0	0,0	-0,4
Durchschnittl. absolute Revision	0,2	0,3	0,4	0,6	0,3	0,4	0,5	0,7
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,3	1,1	1,3	0,4	1,1	1,9	1,7
Durchschnittl. absolute Revision	0,8	1,5	1,8	1,3	1,0	1,7	2,4	2,1
<b>IMF</b>								
<b>Zuwachsrate BIP</b>								
Durchschnittl. Revision	0,3	0,3	0,9		0,4	0,5	1,1	
Durchschnittl. absolute Revision	0,3	0,4	1,0		0,5	0,7	1,3	
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>								
Durchschnittl. Revision	0,1	0,0	0,2		0,1	0,1	0,2	
Durchschnittl. absolute Revision	0,4	0,3	0,5		0,5	0,6	0,7	
<b>Produktionslücke</b>								
Durchschnittl. Revision	0,7	1,0	1,1		0,8	0,8	1,1	
Durchschnittl. absolute Revision	1,0	1,4	1,6		1,1	1,3	1,7	

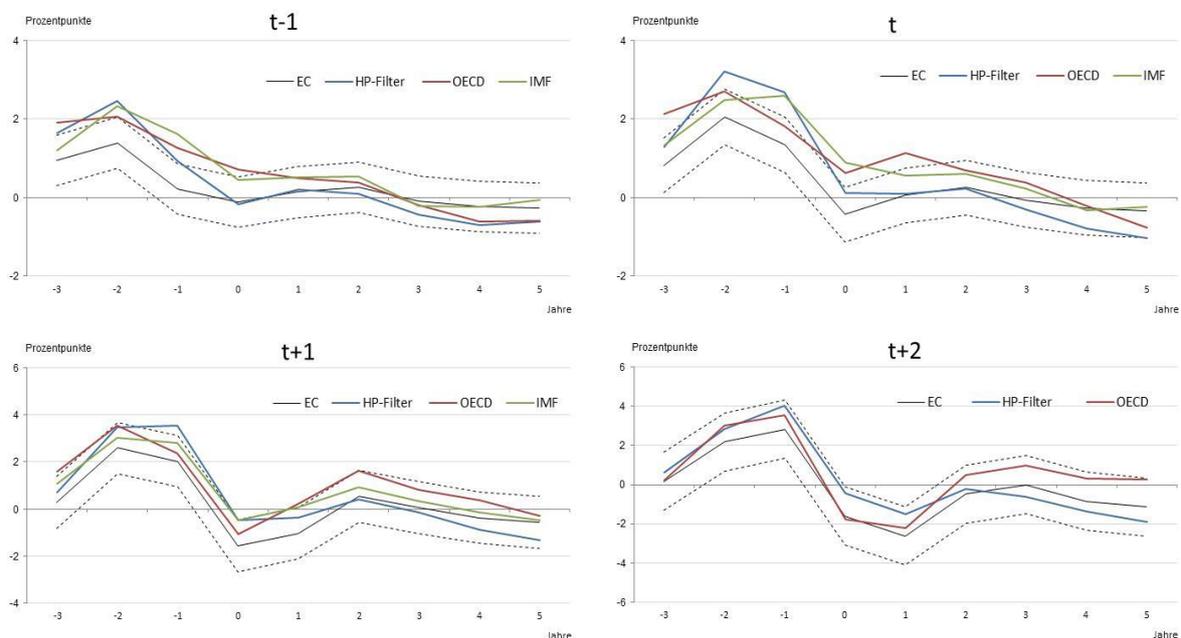
In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission, der OECD und des IMF. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2006-2016; berücksichtigt werden nur Jahre und Länder, für die alle Schätzungen vorliegen.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv, OECD, IMF; eigene Berechnungen.

Die Unterschiede und Gemeinsamkeiten zwischen den Schätzungen zeigen sich auch bei einer graphischen Analyse der Revisionseigenschaften im Verlauf von Rezessionen. Die größten Revisionen für die Produktionslücke ergeben sich vor dem Beginn von Rezessionen (Abbildung 4.3-5). Alle Schätzungen werden in diesem Zeitraum deutlich nach oben revidiert unabhängig vom Projektionshorizont. Größere Unterschiede zwischen den Schätzungen ergeben sich mit dem Beginn von Rezessionen. Während die Schätzungen auf Basis des Verfahrens der Europäischen Kommission und des HP-Filters tendenziell nach unten angepasst werden, werden die Schätzungen des IMF oder der OECD zum Teil nach

oben revidiert. Erst mit zunehmendem Projektionshorizont gleichen sich die Revisionen der verschiedenen Schätzungen zumindest für den Beginn von Rezessionen wieder im negativen Bereich an. Die Zuwachsrate des Produktionspotenzials wird bei allen Schätzungen vor dem Beginn von Rezessionen zum Teil deutlich herunter revidiert (Abbildung 4.3-6). Ausgehend von drei Jahren vor dem Beginn einer Rezession (-3) werden die Abwärtsrevision weniger ausgeprägt und drehen in Abhängigkeit vom Prognosehorizont mit oder nach dem Beginn einer Rezession leicht in den positiven Bereich. Die Ergebnisse sprechen dafür, dass vor dem Beginn von Rezessionen Revisionen beim Produktionspotenzial eine große Rolle für Revisionen bei der Produktionslücke spielen, während in Rezessionen, sofern diese noch nicht absehbar sind (also insbesondere für die Projektionshorizonte t+1 und t+2) vor allem Fehleinschätzungen bezüglich der Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts bedeutsam sind.

**Abbildung 4.3-5:**  
Revisionen verschiedener Schätzungen der Produktionslücke vor und nach Rezessionen



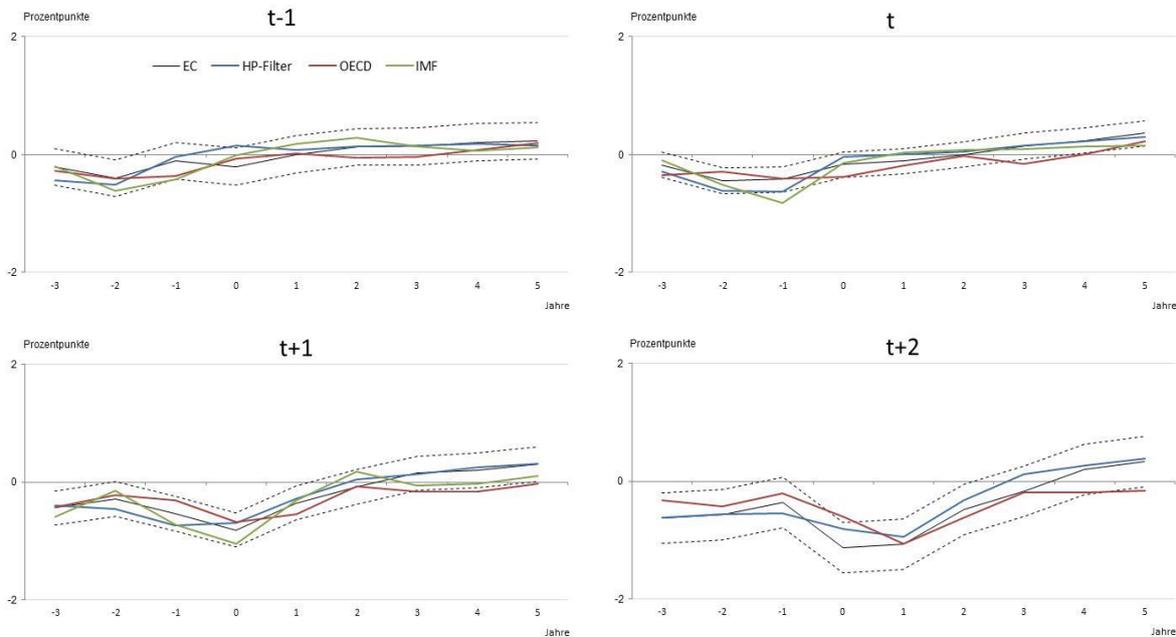
Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Revisionen der Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke in Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission, der OECD und des IMF. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2004-2017; berücksichtigt werden nur Jahre und Länder, für die alle Schätzungen vorliegen.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv; OECD; IMF; eigene Berechnungen.

Insgesamt schneiden die Schätzungen der Europäischen Kommission hinsichtlich ihrer Revisionseigenschaften im Vergleich mit anderen Schätzungen recht gut ab. Für Boomphasen fallen die Revisionen zum Teil deutlich geringer und für Erholungsphasen in der Tendenz etwas geringer aus. Für Rezessionen sind die Revisionseigenschaften der anderen Schätzungen häufig etwas besser. Allerdings hängt dies auch vom betrachteten Länderkreis und Projektionshorizont ab. Freilich sind die Revisionen aller Schätzungen insgesamt sehr groß, und der für den Vergleich verfügbare Datensatz ist zu klein, um daraus zu Schlussfolgern, dass das Verfahren der Europäischen Kommission systematisch bessere Ergebnisse liefert als andere Schätzungen. Hinzu kommt, dass der verfügbare Beobachtungszeitraum durch zahlreiche Ereignisse gekennzeichnet ist, die nicht repräsentativ für einen gewöhnlichen Konjunkturzyklus sind. So ist er vor allem durch die globale Finanzkrise geprägt. Hinzu kam, dass einige Volkswirtschaften im Zuge der Schuldenkrisen im Euroraum während der Erholung von der Finanzkrise

erneut in eine Rezession abglitten. Dies könnte auch zu den unterschiedlichen Ergebnissen der Schätzungen insbesondere für Rezessionen und Erholungen beitragen.

**Abbildung 4.3-6:**  
**Revisionen verschiedener Schätzungen des Potenzialwachstums vor und nach Rezessionen**



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Revision der Echtzeitschätzungen für das Potenzialwachstum in Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission, der OECD und des IMF. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2004-2017; berücksichtigt werden nur Jahre und Länder, für die alle Schätzungen vorliegen.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD; IMF; eigene Berechnungen.

### 4.3.3 Unterschiede zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen

Die Revisionseigenschaften des Produktionspotenzials und der Produktionslücke weisen erhebliche Unterschiede zwischen Boomphasen, Rezessionen und Erholungsphasen auf. Sie könnten sich aus mehreren Gründen aber auch systematisch zwischen normalen Rezessionen und Rezessionen, die mit Bankenkrisen einhergehen, unterscheiden. So ist der Vorlauf von Krisen häufig durch kräftige Kreditausweitungen und Immobilienbooms gekennzeichnet, die dazu beitragen könnten, dass die Boomphasen besonders ausgeprägt sind. Vor diesem Hintergrund sind das Kreditvolumen und die Immobilienpreise auch wichtige Indikatoren für Krisen-Frühwarnsysteme (Drehmann et al. 2012). Ferner sind Rezessionen, die in Verbindung mit Bankenkrisen auftreten in der Regel deutlich tiefer (Jorda et al 2013). Schließlich sind die im Verlauf von Krisen erlittenen Produktionsverluste häufig dauerhafter Natur, während im Anschluss an normale Rezessionen ein Großteil dieser Verluste im Zuge von recht kräftigen Erholungen typischerweise wieder wettgemacht werden kann (Boysen-Hogrefe et al. 2016).

Ein Vergleich der Revisionseigenschaften des Verfahrens der Europäischen Kommission zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen wird allerdings dadurch erschwert, dass der dafür verfügbare Datensatz recht klein und im Wesentlichen durch die globale Finanzkrise sowie die anschließenden Schuldenkrisen in einigen Ländern des Euroraums geprägt ist.

Im Folgenden werden deshalb die Revisionseigenschaften zunächst anhand von Fallbeispielen aus den fünf großen Volkswirtschaften des Euroraums diskutiert (Abschnitt 4.3.3.1). Danach werden Schätzun-

gen von der OECD, die für einen längeren Zeitraum und für einen größeren Länderkreis vorliegen, für den Vergleich herangezogen (Abschnitt 4.3.3.2). Die Analyse wird für 20 fortgeschrittene Volkswirtschaften durchgeführt.<sup>26</sup> Die Revisionsanalyse kann für einige Länder ab dem Jahr 1989 erfolgen; für andere Länder sind die notwendigen Daten erst ab einem späteren Zeitpunkt verfügbar. Die Datierung der Rezessionen und Banken Krisen erfolgt so, wie zuvor beschrieben. Allerdings werden die Rezessionen im Zuge der Schuldenkrisen im Euroraum (ab dem Jahr 2011) nicht berücksichtigt. Insgesamt sind in dem zur Verfügung stehenden Datensatz 35 Rezessionen aufgetreten, davon 19 gemeinsam mit Banken Krisen.

#### 4.3.3.1 Fallbeispiele

Die Rezessionen im Zuge der globalen Finanzkrisen gingen in den fünf großen Volkswirtschaften des Euroraums ausweislich des Identifikationsschemas von Laeven und Valencia (2013) allesamt mit einer Banken Krise einher. Allerdings wiesen diese Banken Krisen hinsichtlich der typischen Symptome, wie eine starke Kreditausweitung oder ein Boom am Immobilienmarkt, große Unterschiede zwischen den Ländern auf. Dies ist relevant, da der Rückgang des Bruttoinlandsprodukts im Zuge einer Banken Krise umso ausgeprägter und langwieriger ist, je stärker die zuvor verzeichnete Kreditausweitung war (Jorda et al. 2013). Ferner führen starke Kreditausweitungen in Verbindung mit Immobilienbooms zu deutlich stärkeren Einbrüchen beim Bruttoinlandsprodukt (Jorda et al. 2015) und die Erholungen im Anschluss an Rezessionen, die mit Krisen am Immobilienmarkt einhergehen, sind deutlich schwächer und haben somit dauerhafte Auswirkungen auf das Niveau des Bruttoinlandsprodukts (Boysen-Hogrefe et al. 2016). All dies könnte spürbare Auswirkungen auf die Potenzialschätzungen und die Revisionseigenschaften der Schätzungen haben.

Der Finanzzyklus ist ein Indikator, der Entwicklungen an den Kredit- und Immobilienmärkten zusammenfasst. In Anlehnung an Drehmann et al. (2012) können beispielsweise das Verhältnis des Kreditvolumens zum Bruttoinlandsprodukt, das Kreditvolumen (in Relation zum Verbrauchspreisindex) und die Immobilienpreise (in Relation zum Verbrauchspreisindex) mittels des Christiano-Fitzgerald-Filters um ihre langjährigen Trends bereinigt und zu einem Indikator zusammengefasst werden. Die so berechneten Finanzzyklen weisen für die fünf großen Volkswirtschaften des Euroraums im Verlauf der globalen Finanzkrise beträchtliche Unterschiede auf. Während sich für Deutschland keine Anzeichen für eine erhöhte Kreditausweitung oder einen Immobilienboom ergeben, weist der Finanzzyklus für Spanien auf besonders ausgeprägte Entwicklungen hin (Abbildung 4.3-7). Auch für die anderen drei Volkswirtschaften weist der Finanzzyklus vor Beginn der globalen Finanzkrise erhöhte Werte auf. Dies spricht dafür, dass die Banken Krise in Deutschland nicht auf die typischen inländischen Symptome zurückging sondern im Wesentlichen „importiert“ war. Vor allem in Spanien waren dagegen die typischen Symptome einer Banken Krise besonders ausgeprägt.

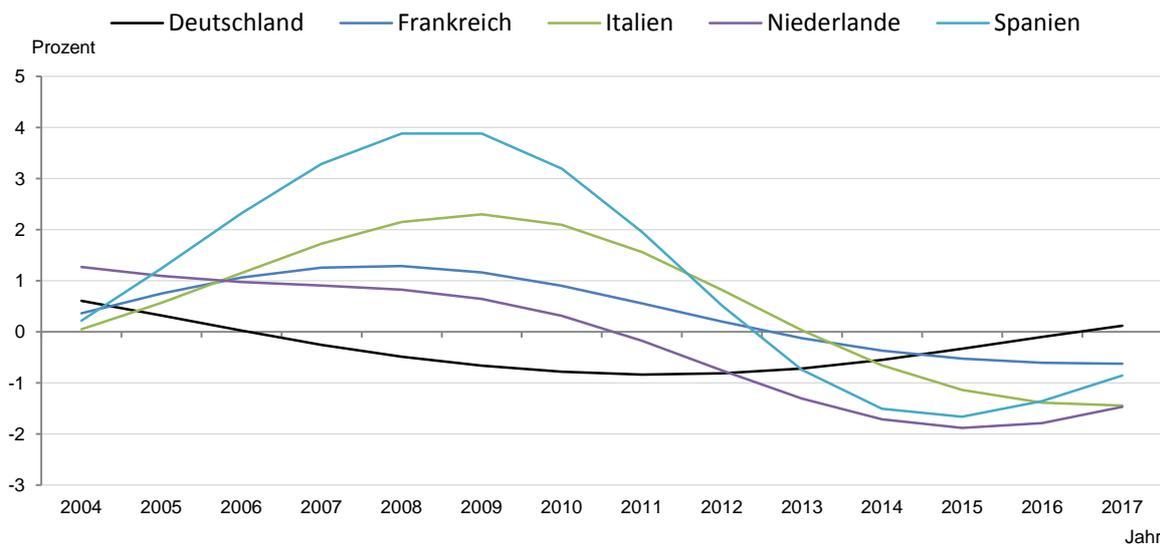
Dies spiegelt sich auch in den Revisionen des Produktionspotenzials und der Produktionslücke wider. So liegt das Produktionspotenzial in Deutschland derzeit in etwa auf dem Pfad, der im Jahr 2005 geschätzt worden ist (Abbildung 3.1-1). Das Produktionspotenzial Spaniens liegt dagegen deutlich unterhalb des im Jahre 2005 geschätzten Pfads und ist bis zum Jahr 2013 sukzessive deutlich abwärts revidiert worden (Abbildung 3.1-4). Auch für Frankreich, Italien und die Niederlande sind die Potenzialpfade im Vergleich zum Jahr 2005 deutlich, wenn auch in unterschiedlichem Ausmaß, abwärts revidiert worden (Abbildungen 3.1-2, 3.1-3, 3.1-5). Zudem fielen die Revisionen der Produktionslücke zwi-

---

<sup>26</sup> Für den Vergleich werden neben den fünf großen Volkswirtschaften des Euroraum die folgenden Länder berücksichtigt: das Vereinigte Königreich, Schweden, Portugal, Irland, Finnland, Griechenland, Dänemark, Belgien und Österreich, Australien, Kanada, Schweiz, Japan, Norwegen, Vereinigte Staaten.

schen den Jahren 2005 bis 2015, die wesentlich durch die globale Finanzkrise und die Schuldenkrisen im Euroraum geprägt waren, in Spanien (Tabelle A-3.3-4) deutlich und in den anderen Ländern in der Regel zumindest etwas höher aus als in Deutschland (Tabelle 3.3-1).

**Abbildung 4.3-7:**  
**Finanzzyklen in den 5 größten Volkswirtschaften des Euroraums**



Finanzzyklus geschätzt in Anlehnung an Drehmann et al. (2012). Das Verhältnis des Kreditvolumens zum Bruttoinlandsprodukt, das Kreditvolumen (in Relation zum Verbrauchspreisindex) und die Immobilienpreise (in Relation zum Verbrauchspreisindex) werden zunächst logarithmiert auf ein Basisjahr normiert. Die Zyklen mit einer Dauer zwischen 8 und 30 Jahren geschätzt mit dem Christiano-Fitzgerald-Filter werden dann zu einem Indikator zusammengefasst. Die Schätzung wurde für die Jahre 1970 bis 2017 vorgenommen.

Quelle: Bank for International Settlements, *Credit statistics*; OECD, *Analytical house price indicators*; eigene Berechnungen.

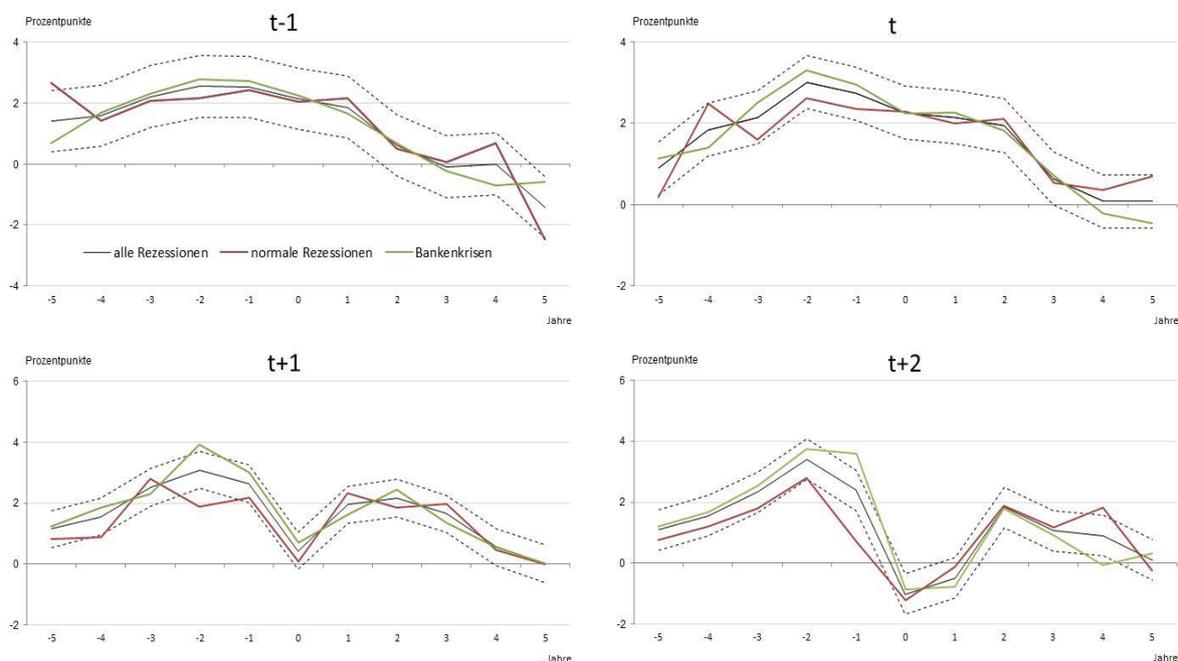
Freilich hat auch eine Reihe von anderen Faktoren zu den unterschiedlichen Verläufen des Bruttoinlandsprodukts und zu den Revisionseigenschaften der Potenzialschätzungen beigetragen. So war ausweislich der Risiko-Aufschläge auf Staatsanleihen neben Spanien auch Italien und in geringerem Ausmaß Frankreich und die Niederlande stärker von der Schuldenkrise im Euroraum betroffen als Deutschland. Zudem waren die strukturellen Probleme in Spanien oder Italien, beispielsweise gemessen anhand der Effizienz des institutionellen Rahmenwerkes, merklich schlechter aufgestellt als in den anderen Volkswirtschaften (vgl. z.B. EZB 2016).

#### 4.3.3.2 Unterschiede zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen anhand der Schätzungen der OECD

Verwendet man die OECD-Daten, um die Unterschiede zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen abzuschätzen, so hängen die Revisionen der Produktionslücke stark vom Projektionshorizont ab. Für den Projektionshorizont t-1, also wenn bereits bekannt ist, dass eine Rezession begonnen hat, weisen die Revisionen zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen keine systematischen Unterschiede auf (Abbildung 4.3-8). Mit zunehmendem Projektionshorizont werden die Unterschiede jedoch ausgeprägter, allerdings lediglich für die Phase vor dem Beginn einer Rezession; nach dem Beginn einer Rezession sind die Revisionen in der Regel recht ähnlich. Für den Projektionshorizont t+2 wird die Produktionslücke im Jahr vor dem Beginn einer Rezession im Durchschnitt um rund 2 Prozentpunkte stärker herauf revidiert als im Falle von normalen Rezessionen. In den Jahren zuvor fällt

die Revision jeweils um rund 1 Prozentpunkt höher aus. Die Schwankungen zu Beginn und am Ende des Darstellungszeitraums dürften vor dem Hintergrund der recht geringen Anzahl an Beobachtungen vor allem Ausreißern geschuldet sein. Die Zuwachsrate des Produktionspotenzials wird im Falle von Bankenkrisen in der Regel stärker nach unten revidiert als bei normalen Rezessionen (Abbildung 4.3-9). Dies gilt insbesondere für die Jahre vor Rezessionen mit zunehmendem Projektionshorizont aber auch für die Jahre nach dem Beginn einer Rezession. Die durchschnittlichen Unterschiede zwischen den Revisionen für normale Revisionen und Bankenkrisen für den Zeitraum vor Rezessionen nehmen von jährlich rund 1 Prozentpunkt für den Projektionshorizont t-1 auf rund 0,3 Prozentpunkte für den Projektionshorizont t+2 zu. Ein ähnliches Muster lässt sich auch für den Zeitraum nach dem Beginn von Rezessionen beobachten (Anstieg von knapp 0,1 Prozentpunkten auf rund 0,2 Prozentpunkte).

**Abbildung 4.3-8:**  
Vergleich der Revisionen der Produktionslücke im Verlauf von normalen Rezessionen und Bankenkrisen auf Basis von OECD-Daten



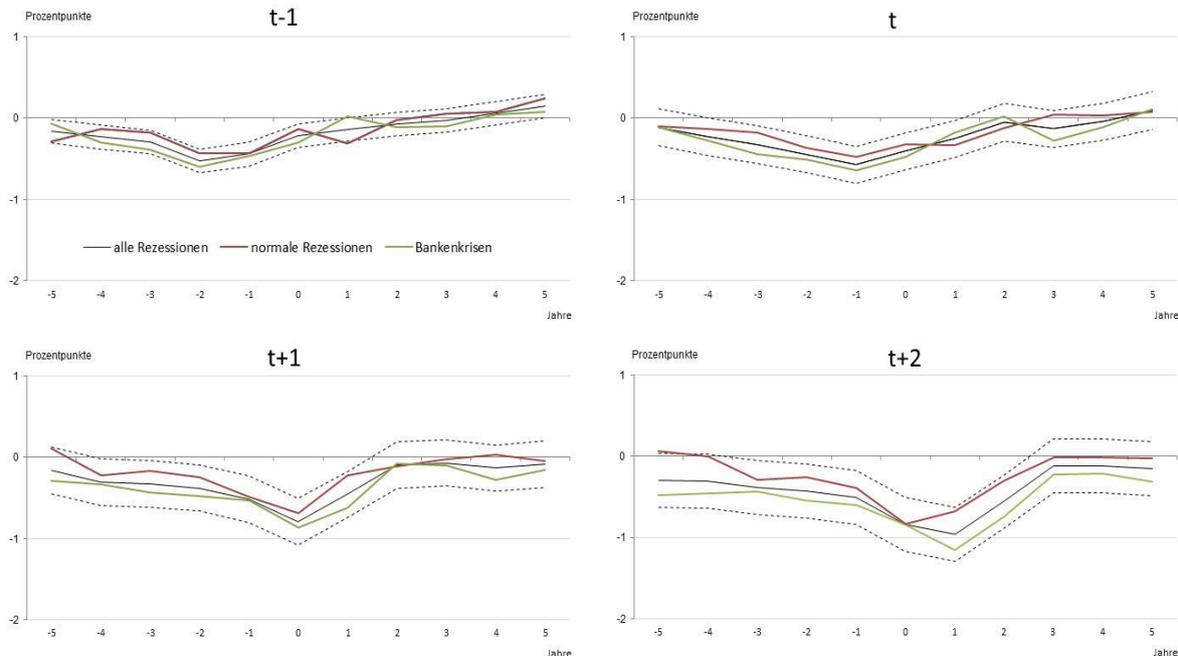
Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Revisionen der Echtzeitschätzungen für die Produktionslücke in Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der OECD. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Echtzeit-Projektion; auf Basis von Schätzungen für 20 fortgeschrittene Volkswirtschaften.

Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Alles in allem fallen die Revisionen im Verlauf von Bankenkrisen größer aus als bei normalen Rezessionen. Diese Unterschiede fallen mit zunehmendem Projektionshorizont in der Tendenz größer aus. Während sich die Unterschiede der Revisionen bei der Produktionslücke vor allem in der Phase vor dem Beginn von Rezessionen zeigen, treten sie beim Potenzialwachstum für größere Projektionshorizonte auch nach dem Beginn von Rezessionen auf. Zwar ist es nicht ohne weiteres möglich, diese Ergebnisse zu verallgemeinern, da sie auf einem recht kleinen Datensatz beruhen und der Vergleich der verschiedenen Schätzungen gezeigt hat, dass die Revisionseigenschaften, z.B. der Schätzungen der Europäischen Kommission und der OECD, zum Teil unterschiedliche Eigenschaften aufweisen. Allerdings sind die Ergebnisse im Kontext anderer Analyse zu den Unterschieden zwischen normalen Rezessionen und Bankenkrisen (z.B. stärkere Boomphase und permanenter Rückgang des Bruttoinlands-

produkts im Falle von Bankenrisen) plausibel und dürften von daher zumindest qualitativ auch für das Verfahren der Europäischen Kommission relevant sein.

**Abbildung 4.3-9:**  
**Vergleich der Revisionen der Produktionslücke im Verlauf von normalen Rezessionen und Bankenrisen auf Basis von OECD-Daten**



Jahresdaten. Jahr 0: Erstes Jahr einer Rezession. Revisionen der Echtzeitschätzungen für das Potenzialwachstum in Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der OECD. Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Echtzeit-Projektion; auf Basis von Schätzungen für 20 fortgeschrittene Volkswirtschaften.

Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

#### 4.3.4 Einordnung der Ergebnisse in die Literatur

Alles in allem stehen die Ergebnisse im Einklang mit der vorliegenden Literatur. De Cos et al. (2016) untersuchen die Revisionen der von der Europäischen Kommission geschätzten Produktionslücke für 15 Volkswirtschaften der Europäischen Union für den Zeitraum von 2002 bis 2014. Sie fokussieren sich dabei auf die Frühjahrsschätzungen, die jeweils für das Jahr  $t+1$  vorgenommen worden sind, für das noch keine Daten der nationalen statistischen Ämter vorliegen. Sie unterscheiden zwischen Expansionen und Rezessionen, wobei sie Expansionen als Jahre definieren, in denen die Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts über der jeweiligen länderspezifischen durchschnittlichen Zuwachsrate gelegen hat und Rezessionen als Jahre, in denen sie unterhalb dieser durchschnittlichen Zuwachsrate gelegen hat. Sie zeigen, dass die Produktionslücke in Rezessionen systematisch deutlich abwärts revidiert worden ist und in Expansionen (in geringerem Ausmaß) systematisch aufwärts revidiert worden ist. Dies führen sie vor allem auf die Revision der jeweils kontemporären Zuwachsrate des Bruttoinlandsprodukts zurück und vor allem auf Prognosefehler bezüglich des Bruttoinlandsprodukts. Kempkes (2014) analysiert die Revisionen der Produktionslücke gemäß der Europäischen Kommission für 15 Volkswirtschaften und vergleicht diese mit den Schätzungen der OECD und des IMF. Er zieht dafür die Schätzungen für die Horizonte  $t$  und  $t+1$  in Betracht und zeigt, dass die Schätzungen systematisch nach oben revidiert worden sind. Dies entspricht den Ergebnissen dieses Gutachtens für die fünf größten Volkswirtschaften des Euroraums sowie für alle 28 Mitgliedsstaaten der Europäischen Union. Mc Morrow et al. (2015) untersuchen die Revision der Produktionslücke für den Euroraum und für die

Länder der Europäischen Union auf Basis der jeweiligen Herbstprojektion für den Horizont  $t$  für den Zeitraum von 2004 bis 2014 und vergleichen diese mit den Revisionen der Schätzungen von der OECD und des IMF. Sie zeigen, dass die Revisionen für den Euroraum im Vergleich zu den Schätzungen der OECD und des IMF recht gering ausgefallen sind, dass aber insbesondere für den Zeitraum vor der globalen Finanzkrise deutliche Aufwärtsrevisionen zu verzeichnen gewesen waren. Schließlich untersuchen Doern und Zuber (2017) die Revisionen der Potenzialschätzungen der OECD im Anschluss an Rezessionen für 26 OECD-Länder von 1989 bis 2017. Sie zeigen, dass die Echtzeit-Schätzungen des Produktionspotenzials im Anschluss an Rezessionen erheblich nach unten revidiert werden. Furceri und Mourougane (2012) untersuchen den Verlauf des Produktionspotenzials während Finanzkrisen für 30 OECD-Länder zwischen den Jahren von 1960 und 2008 auf Basis der finalen Schätzungen der OECD. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass das Produktionspotenzial im Anschluss an Finanzkrisen deutlich zurückgeht.

#### 4.4 Fazit

Das Verfahren der Europäischen Kommission führt ex-post alles in allem zu theoretisch plausiblen Verläufen der Produktionslücke über den Konjunkturzyklus hinweg. Die Produktionslücke ist in Boomphasen (bzw. vor dem Beginn von Rezessionen) deutlich geöffnet. Mit dem Beginn von Rezessionen dreht sie merklich in den negativen Bereich. Das Potenzialwachstum schwächt sich mit dem Beginn einer Rezession erheblich ab und erholt sich danach nur allmählich wieder. Auffällig ist, dass die Produktionslücke sowohl bei normalen Rezessionen als auch bei Banken Krisen zumindest für 5 Jahre im negativen Bereich verbleibt. Auch fallen die Unterschiede zwischen normalen Rezessionen und Banken Krisen, beispielsweise bei der Produktionslücke oder beim Verlauf des Potenzialwachstums, recht gering aus. Dies könnte allerdings auch zum Teil auf die Beschaffenheit des Datensatzes zurückzuführen sein.

Über den Konjunkturzyklus hinweg werden die Echtzeitschätzungen der Produktionslücke teils drastisch revidiert. Die Produktionslücke wird für Boomphasen im Nachhinein deutlich nach oben und für Rezessionen deutlich nach unten revidiert. Besonders gravierend fallen die Revisionen für die Projektionshorizonte aus, die ausschließlich auf Prognosen basieren ( $t+1$  und  $t+2$ ). Für die Projektionshorizonte, für die schon erste Zahlen der nationalen statistischen Ämter vorliegen ( $t-1$  und  $t$ ) kommt es vor allem für Boomphasen zu größeren Revisionen der Produktionslücke. Die Revisionen in Rezessionen sind für diese Horizonte dagegen vergleichsweise gering. Die Zuwachsraten für das Produktionspotenzial werden sowohl für Boomphasen als auch für Rezessionen systematisch nach unten revidiert. Der Umfang der Revisionen erhöht sich mit zunehmendem Projektionshorizont, wobei die Revisionen für den Horizont  $t-1$  vergleichsweise gering ausfallen. Die Revisionen der Produktionslücke gehen in der Regel insbesondere auf den TFP-Zyklus und (in geringerem Ausmaß) auf die konjunkturelle Arbeitslosigkeit zurück, während die Partizipationsrate und die Arbeitszeit quantitativ häufig nur eine untergeordnete Rolle spielen. Zu den Revisionen des Potenzialwachstums leisten dagegen alle drei Komponenten (Arbeit, Kapital, TFP) in der Regel ähnliche große Beiträge.

Die Ergebnisse sprechen dafür, dass die vor allem für Boomphasen und Rezessionen sehr umfangreichen Revisionen der Produktionslücke zu einem Gutteil darauf zurückzuführen sind, dass Rezessionen zumindest für einen längeren Zeitraum kaum vorhersehbar sind und deshalb Prognosen für das Bruttoinlandsprodukt für Rezessionen systematisch deutlich zu hoch sind. Für Rezessionen macht sich das niedrigere Bruttoinlandsprodukt unmittelbar bei der Revision der Produktionslücke bemerkbar. Für

Boomphasen tragen die Prognosefehler bezüglich des Bruttoinlandsprodukts zu einer Abwärtsrevision des Produktionspotenzials bei, die zu einer Aufwärtsrevision der Produktionslücke führt.

Im Vergleich zu anderen Schätzungen schneidet das Verfahren der Europäischen Kommission recht gut ab. Insbesondere für Boomphasen fallen die Revisionen im Vergleich zu Schätzungen der OECD, des IMF oder auf Basis des HP-Filters geringer aus. Für Rezessionen sind sie dagegen etwas höher. Viele der zentralen Eigenschaften der Echtzeit-Schätzungen der Europäischen Kommission finden sich auch bei den anderen Verfahren. Dazu zählen insbesondere, dass die Revisionen für Boomphasen besonders groß ausfallen und dass vor dem Beginn von Rezessionen offenbar Revisionen beim Produktionspotenzial und mit dem Beginn von Rezessionen Prognosefehler eine größere Rolle für die Revisionen bei der Produktionslücke spielen.

## 5 Möglichkeiten zur Verbesserung der EU-Methode

In diesem Kapitel werden verschiedene Möglichkeiten zur Verbesserung der Potenzialschätzung der Europäischen Kommission diskutiert. Die Analysen konzentrieren sich dabei auf methodische Verbesserungen mit einem Fokus auf die NAWRU und die TFP, die prinzipiell problemlos in das bestehende Verfahren integriert werden können.

### 5.1 Verbesserungen bei der Bestimmung der NAWRU

#### 5.1.1 Penalized ML-Schätzung als Alternative zur bounded ML-Schätzung

Bei der NAWRU-Schätzung wird eine Trend-Zyklus-Zerlegung mithilfe eines Unobserved Components Modells vorgenommen (vgl. Abschnitt 2.2). Die Schätzung per Maximum-Likelihood steht aber vor gewissen Herausforderungen. So kann das sogenannte Pile-Up-Problem die Schätzung verzerren.<sup>27</sup> Zudem ist zu berücksichtigen, dass die Likelihood Multimodalität, also mehrere lokale Maxima, aufweisen kann. Auch deshalb können bereits kleinere Änderungen in der Stichprobe die Schätzergebnisse merklich verändern. Um diesen Schätzproblemen zu begegnen und von Schätzung zu Schätzung vergleichbare Ergebnisse zu erzielen, hat die Europäische Kommission Begrenzungen für die Varianzparameter des Modells eingeführt („variance bounds“).

Fioramanti (2016) kritisiert, dass die bei der Schätzung festgelegten Varianzbegrenzungen, die sowohl die Glättung der NAWRU, die Möglichkeit von Sprüngen, als auch das Ausmaß der Nichtlinearität des Trends beeinflussen, so gewählt wurden, dass Revisionen gegenüber den vorherigen Schätzungen möglichst minimal sind, wobei die Setzung der Varianzbegrenzung keiner festen Regel folgt, sondern zeitweise ad hoc von Seiten der Kommission festgelegt wird. Dies bedeutet zum einen, dass relativ geringe Revisionen nicht ein Ergebnis des Modells sind, sondern teilweise vorab postuliert wurden. Es könnte aber insbesondere auch bedeuten, dass eine Prozyklizität der NAWRU eine direkte Folge dieser festgelegten Varianzbegrenzungen ist. Alternativ wird neuerdings eine sogenannte Grid-Search über

---

<sup>27</sup> Das sogenannte Pile-Up-Problem beschreibt die Neigung von ML-Schätzungen, einzelne Varianzparameter auf null zu schätzen, vgl. Stock und Watson (1998). Im Kontext von NAWRU-Schätzungen wird es von Laubach (2001) diskutiert.

die Varianzbegrenzungen angewendet. Hierbei werden mehrere Kriterien beachtet, was somit auch zu einer erheblichen Erhöhung der Komplexität führt.

Um das Ziel geringer Revisionen nachvollziehbar und transparent zu erreichen, schlägt das IfW daher vor, nicht wie bisher eine bounded Maximum-Likelihood-Schätzung (bzw. als Variante dazu eine Grid-Search), sondern eine „penalized“ Maximum-Likelihood-Schätzung vorzunehmen. Die Idee dabei ist, dass nicht die Likelihood alleine maximiert wird, sondern ein weiterer Term Berücksichtigung findet, welcher – im sicheren Stützbereich – die Abweichung der NAWRU vom HP-Filter bestraft. Durch diesen Bestrafungsterm wird sichergestellt, dass sich die NAWRU-Schätzungen von einem Zeitpunkt zum nächsten in der Historie nicht zu weit von den HP-Ergebnissen entfernen und somit zueinander ähnlich sind.

Bei der penalized Maximum-Likelihood-Schätzung wird daher nicht die logarithmierte Likelihood (logLik) maximiert, sondern der Term

$$\max_{\theta} (1 - \kappa) \log \text{Lik}(\theta) - \kappa \sum_{t=1}^T \delta_t (\text{NAWRU}_t - u_t^{\text{HP}})^2, \quad (5.1-1)$$

welcher also zusätzlich die quadratische Abweichung der NAWRU vom HP-Trend beinhaltet. Die Abweichung vom HP-Trend geht in jeder Zeitperiode mit einem Gewicht  $\delta_t$  ein, das maximal den Wert 1 annehmen kann und von der Revisionsanfälligkeit des HP-Filters abhängt. In der Mitte einer Datenreihe führen Variationen am Rande (z.B. Hinzunahme einer weiteren Beobachtung) typischerweise kaum oder gar nicht zu Revisionen der Ergebnisse des HP-Filters. An den Rändern variieren die Ergebnisse hingegen sehr, was letztlich mit dem sogenannten Endpunktproblem des zweiseitigen HP-Filters zusammenhängt. Die Gewichtung mit  $\delta_t$  soll diesem Umstand Rechnung tragen. In der Mitte der Datenreihe soll daher ein hohes Gewicht nahe bzw. gleich 1 gelten und an den Rändern Gewichte, die anti-proportional zur Revisionsintensität sind. Dazu muss die Revisionsintensität an den Rändern gemessen werden.

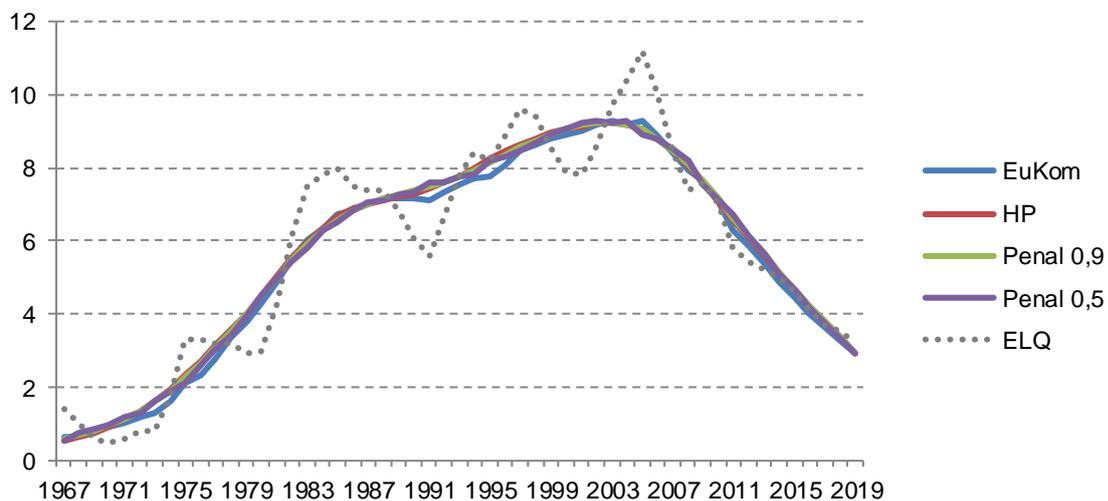
Dies wird wie folgt operationalisiert. Die vorliegende Stichprobe wird um 30 Beobachtungen verkürzt und es werden 15 HP-Filterungen durchgeführt, die jeweils eine Beobachtung mehr enthalten. Die jeweils 15 jüngsten Schätzwerte werden mit dem finalen HP-Filter (gesamte Stichprobe) verglichen, so dass für jeden Zeitabstand zwischen 1 und 15 Jahren jeweils 15 Revisionen vorliegen. Aus diesen wird die Variation der Revisionen gemessen. Ist letztere höher als die Variation des Zyklus selbst, interpretieren wir, dass der HP-Filter zumindest zu diesem Zeitpunkt keine verlässliche Information bereithält. Das Gewicht wird auf null gesetzt. Ansonsten wird, um das Gewicht zu erhalten, das Verhältnis zwischen Variation der Revisionen (RMSE) und Variation des Zyklus (Standardabweichung) von 1 abgezogen. Ferner wird angenommen, dass in der Mitte der Stichprobe (die jeweils von 15 Beobachtungen nach vorne wie nach hinten umschlossen ist) die Revisionen des HP-Filters so gering sind, dass das Gewicht auf 1 gesetzt wird.

Über den Koeffizienten  $\kappa$  wird die globale Gewichtung zwischen den beiden Teilen der Verlustfunktion reguliert. Während also die Gewichte  $\delta_t$  berücksichtigen sollen, dass nicht alle Beobachtungen des HP-Filters die gleiche Qualität haben, wird durch den Koeffizienten  $\kappa$  die generelle Gewichtung der beiden Ansätze, Likelihood und Abweichung vom HP-Trend, gesteuert. Durch  $\kappa$  fließt mehr oder weniger die Neigung des Anwenders in das Schätzverfahren ein, welchem der beiden Teile der Verlustfunktion er mehr Bedeutung zuschreibt. Der Koeffizient muss für die Schätzung vom Anwender gesetzt werden. Anstatt also regelmäßig die Varianzbegrenzungen anzupassen, müsste bei diesem Vorgehen somit nur der Koeffizient  $\kappa$  festgelegt werden. Die Wahl dieses Koeffizienten könnte dabei, sofern gewünscht, auch anhand der in einer Echtzeitanalyse gemessenen Revisionsintensität erfolgen.

Wir haben das Schätzverfahren für zwei verschiedene Werte für  $\kappa$  und anhand von deutschen und italienischen Daten, Stand Herbst 2017, getestet. Die gewählten Werte für  $\kappa$  sind 0,5 und 0,9.

Die offizielle NAWRU-Schätzung der EU-Kommission für Deutschland ist sehr nahe an dem Ergebnis des einfachen HP-Filters. Aus diesem Grund führen auch die penalized ML-Schätzungen zu sehr ähnlichen Ergebnissen (Abbildung 5.1-1). Die Wahl des Koeffizienten  $\kappa$  (0,5 oder 0,9) hat dabei kaum Einfluss. Der Wert des Phillips-Kurven-Parameters hingegen variiert mit dem Koeffizienten und ist bei 0,5 mit -0,0061 nahe an dem Wert der Schätzung der EU-Kommission (-0,0073). Wenn die Abweichung vom HP-Filter ein größeres Gewicht erhält, sinkt der Wert. Bei einem Wert für  $\kappa$  von 0,9 ist der Schätzwert spürbar geringer. Die NAWRU-Schätzung der EU-Kommission ist allerdings weniger „glatt“ als die penalized ML-Schätzungen.

**Abbildung 5.1-1:**  
**NAWRU-Schätzungen, Stand 2017H: Deutschland**



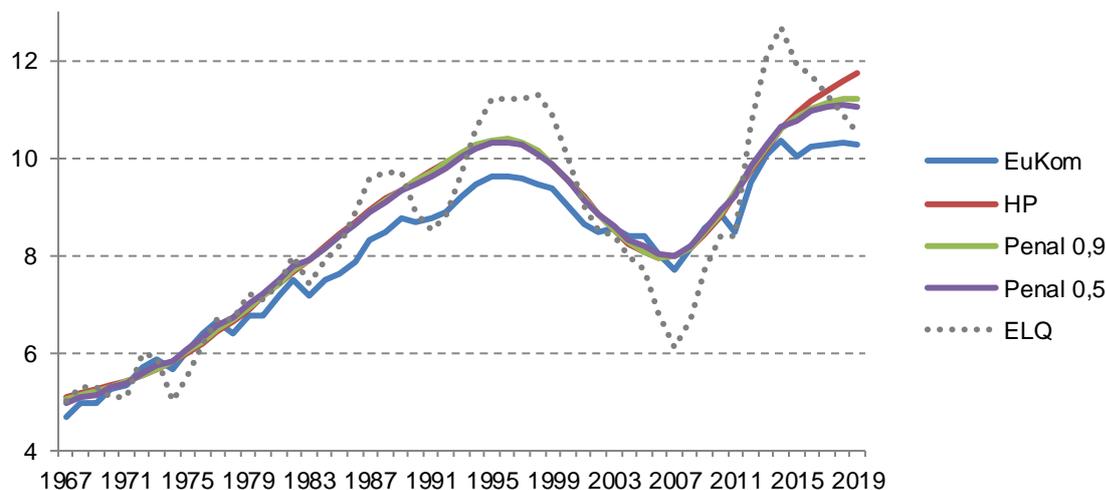
EuKom: NAWRU-Schätzung der Europäischen Kommission (ohne Anker) in Prozent; HP: HP-Trend; Penal 0,9: penalized ML-Schätzung mit  $\kappa = 0,9$ ; Penal 0,5: penalized ML-Schätzung mit  $\kappa = 0,5$ . ELQ: Erwerbslosenquote.

Quelle: Eigene Berechnungen; Europäische Kommission.

Die Ergebnisse für Italien weichen deutlich stärker von denen der EU-Kommission ab (Abbildung 5.1-2). Die Modifikation des Koeffizienten  $\kappa$  hat allerdings kaum Einfluss. Auffällig ist aber, dass die penalized ML-Schätzungen gerade am aktuellen Rand zwischen der Schätzung der EU-Kommission und dem HP-Filter liegen.

Es zeigt sich also, dass die penalized Maximum-Likelihood-Schätzung sehr nahe an dem Ergebnis des HP-Filters ist, aber am aktuellen Rand (insbesondere im Falle Italiens), auch von der Phillips-Kurve beeinflusst wird. Die Abweichung vom HP-Filter am aktuellen Rand ist durchaus wünschenswert, da dies auf die Möglichkeit hindeutet, dass das Endpunktproblem, welches beim HP-Filter sehr ausgeprägt ist, gemindert werden kann. Um diesen Punkt zu untersuchen haben wir den HP-Filter und die penalized Maximum-Likelihood-Schätzung für den Wert  $\kappa = 0,5$  auf die Herbst-Datenstände der Jahre 2004 bis 2015 angewendet und eine Revisionsanalyse in Bezug auf die jüngste Schätzung (Herbst 2017) durchgeführt. Zum Vergleich berichten wir die Revisionsergebnisse der offiziellen NAWRU-Schätzungen der Europäischen Kommission.

**Abbildung 5.1-2:**  
NAWRU-Schätzungen, Stand 2017H: Italien



EuKom: NAWRU-Schätzung der Europäischen Kommission (ohne Anker) in Prozent; HP: HP-Trend; Penal 0,9: penalized ML-Schätzung mit  $\kappa = 0,9$ ; Penal 0,5: penalized ML-Schätzung mit  $\kappa = 0,5$ . ELQ: Erwerbslosenquote.

Quelle: Eigene Berechnungen; Europäische Kommission.

Die Ergebnisse für Deutschland zeigen, dass die penalized Maximum-Likelihood-Schätzung für die Horizonte t+1 und t+2 geringere Revisionen aufweist als der HP-Filter (Tabelle 5.1-1). Für den Horizont t, also die Schätzung der NAWRU für das laufende Jahr, ist die Revisionsintensität in etwa gleich. Für den Horizont t-1 schneidet der HP-Filter etwas besser ab. Insgesamt sind die Abweichungen zwischen diesen beiden Ansätzen allerdings sehr gering und die Revisionsintensität durchaus vergleichbar zu den Ergebnissen der Schätzungen der Europäischen Kommission.

**Tabelle 5.1-1:**  
Mittlere quadratische Revision der NAWRU für verschiedene Horizonte: Deutschland

	t-1	t	t+1	t+2
Penalized	0,45	0,49	0,62	0,75
HP	0,44	0,51	0,65	0,87
EuKom.	0,57	0,58	0,61	0,78

Penalized: Penalized ML-Schätzung; HP: HP-Trend ( $\lambda=100$ ); EuKom: Echtzeitschätzung der Europäischen Kommission.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse für Italien sehen ähnlich aus (Tabelle 5.1-2). Insgesamt ist die Revisionsintensität bei HP-Filter und penalized Maximum-Likelihood-Schätzung etwas höher als im Falle Deutschlands. Gegenüber dem HP-Filter kann die Revisionsintensität der penalized Schätzung über alle Horizonte als in etwa gleichwertig oder besser bezeichnet werden. Mit Ausnahme des Horizonts t+2 ist die Schätzung der Europäischen Kommission allerdings weniger revisionsanfällig als die penalized Schätzung.

Die Revisionsintensität der NAWRU-Schätzung der Europäischen Kommission sollte allerdings mit einer gewissen Vorsicht interpretiert werden. Bei der Kommission herrscht vermutlich eine Strategie vor, die Varianzbegrenzungen bei der Schätzung immer so zu setzen, dass die Revisionen möglichst gering bleiben (vgl. Fioramanti 2016). Gemessen anhand dieses Kriteriums dürfte dann gerade ein Verfahren, das noch über eine Grid-Search explizit die Revisionsintensität minimiert, natürlich Vorteile

bringen. Indessen muss auch berücksichtigt werden, dass andere Kriterien wohl deutlicher verfehlt werden. So variiert beim Verfahren der Europäischen Kommission der Mittelwert des Zyklus von Schätzung zu Schätzung bereits jetzt recht deutlich. Beim HP-Filter ist diese Größe hingegen konstruktionsgemäß null und bei der penalized Maximum-Likelihood-Schätzung schwankt sie nur sehr unwesentlich um die null (Abbildung 5.1-3 und 5.1-4). Problematisch ist die variierende Abweichung insbesondere dann, wenn ein merklicher Trend erkennbar wird. Dies deutet daraufhin, dass der Zyklus offenbar Schwankungen abbildet, die mittel- bis langfristiger Natur sind und somit schwerlich als Konjunkturphänomen aufgefasst werden können.

Allgemein lässt sich festhalten, dass die penalized Maximum-Likelihood-Schätzung ein robustes Schätzverfahren darstellt, das vergleichsweise transparent mit den Schätzproblemen bei der NAWRU umgeht. Unsere bisherige Erfahrung zeigt, dass bei mittleren bis großen Werten für  $\kappa$  die numerische Optimierung sehr verlässlich konvergiert. Für Länder, bei denen der HP-Filter eine anerkannte Approximation der NAWRU liefert (wie derzeit für Deutschland), erscheint dieses Schätzverfahren besonders gut geeignet.

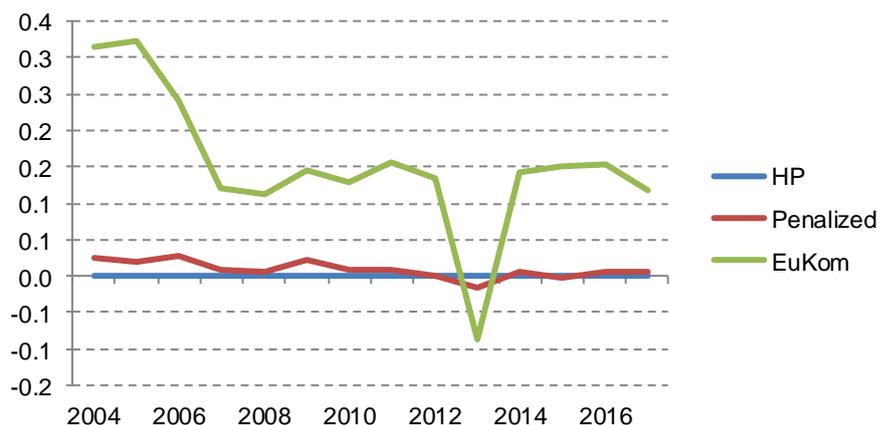
**Tabelle 5.1-2:**  
Mittlere quadratische Revision der NAWRU für verschiedene Horizonte: Italien

	t-1	t	t+1	t+2
Penalized	0,72	0,95	1,17	1,52
HP	0,63	0,92	1,28	1,71
EuKom.	0,59	0,75	1,11	1,56

Penalized: Penalized ML-Schätzung; HP: HP-Trend ( $\lambda=100$ ); EuKom: Echtzeitschätzung der Europäischen Kommission.

Quelle: Eigene Berechnungen.

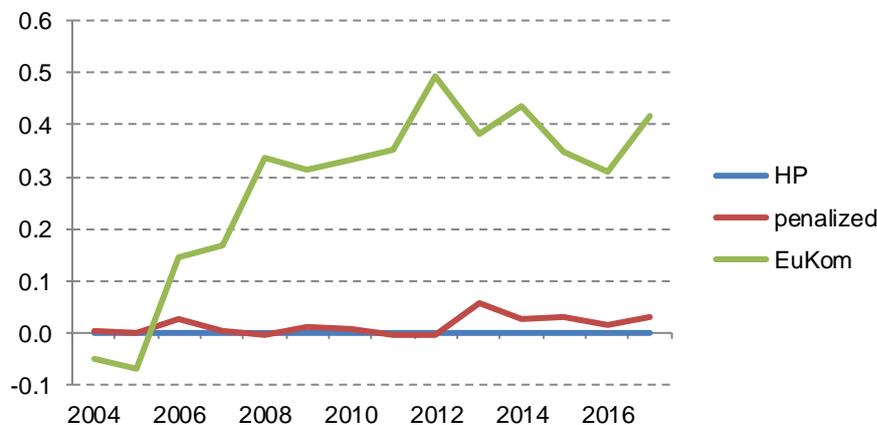
**Abbildung 5.1-3:**  
Mittelwert des Arbeitslosigkeitszyklus für die Schätzungen 2004-2017: Deutschland



HP: HP-Trend; Penalized: penalized ML-Schätzung mit  $\kappa = 0,5$ ; EuKom: Schätzung der Europäischen Kommission (ohne Anker).

Quelle: Eigene Berechnungen; Europäische Kommission.

**Abbildung 5.1-4:**  
**Mittelwert des Arbeitslosigkeitszyklus für die Schätzungen 2004-2017: Italien**



HP: HP-Trend; Penalized: penalized ML-Schätzung mit  $\kappa = 0,5$ ; EuKom: Schätzung der Europäischen Kommission (ohne Anker).

Quelle: Eigene Berechnungen; Europäische Kommission.

Zugleich lässt sich allerdings nicht zeigen, dass durch das größere Modell der penalized Maximum-Likelihood-Schätzung die Revisionsintensität merklich gesenkt wird. Die Revisionen der NAWRU, wie sie die Europäische Kommission schätzt, sind ähnlich oder etwas geringer. Dies bedeutet aber nicht per se, dass das Verfahren der Europäischen Kommission dem alternativen Verfahren überlegen ist. So ist zu bedenken, dass der Zyklusteil offenbar persistenteren Schwankungen ausgesetzt ist und dass sich der Mittelwert des Zyklus in den Revisionen wiederholt merklich ändert. Aus dieser Erkenntnis lässt sich schlussfolgern, dass bereits mit Blick auf das laufende Verfahren eine Debatte angezeigt ist, welche Eigenschaften bzw. Kriterien für die Beurteilung des Verfahrens wie gewichtet werden sollen.

### 5.1.2 Berücksichtigung von Strukturreformen

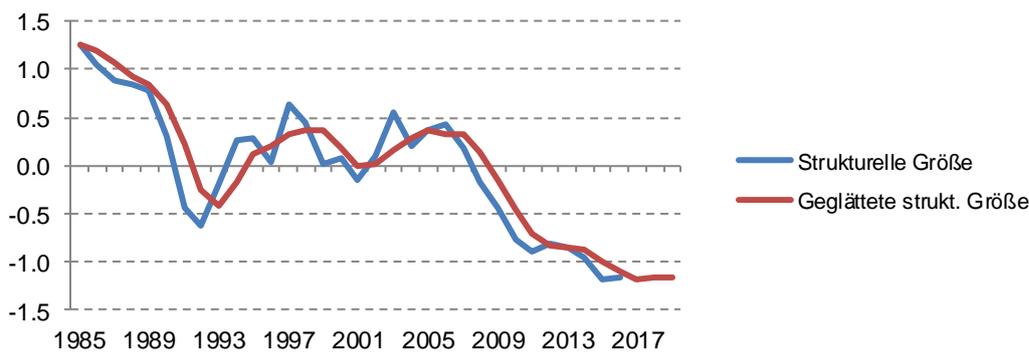
Das Ankerverfahren bei der NAWRU-Schätzung wird unter anderem damit motiviert, dass Strukturreformen am aktuellen Rand abgebildet werden sollen (Planas et al. 2016). Da die NAWRU-Schätzung auf einem zweiseitigen Verfahren (Kalman-Glätter) beruht und erfahrungsgemäß Strukturreformen nicht sofort im Jahr ihrer Implementierung die volle Wirkung erreichen, wird der aktuelle strukturelle Wert aus dem in den Abschnitten 2.2.1 und 2.2.3 diskutierten Panelmodell als Anker gesetzt, wohin die NAWRU mittel- bis langfristig konvergiert.

In Abschnitt 2.2.3 haben wir auf mehrere Nachteile und konzeptionelle Probleme dieses Verfahrens hingewiesen. Das Ankerverfahren in seiner derzeitigen Form scheint nicht adäquat dafür zu sein, Strukturreformen am aktuellen Rand abzubilden. Alternativ schlagen wir daher vor, einen strukturellen Teil aus dem bisherigen Panelmodell zu ermitteln, diesen vor Anwendung des Modells aus den Erwerbslosenzahlen zu entfernen und nach der Schätzung der NAWRU wieder zuzuschlagen. Bei der Ermittlung des strukturellen Teils aus dem Panelmodell werden nur die strukturellen Variablen und die entsprechenden geschätzten Koeffizienten genutzt. Länderspezifische Effekte werden bewusst nicht berücksichtigt, da sich gezeigt hat, dass diese nicht stabil geschätzt werden können.

Ein Manko bei diesem Vorgehen ist, dass die so gewonnene strukturelle Größe zum Teil wenig „glatt“ ist, während sich die NAWRU – bedingt durch das Verfahren – sehr allmählich entwickelt. Aus diesem Grund schlagen wir vor, die strukturelle Größe zusätzlich zu glätten, wobei wir dies in Anlehnung an

die allmähliche Anpassung im Ankerverfahren damit rechtfertigen, dass strukturelle Maßnahmen mit Zeitverzögerung wirken dürften. Die strukturelle Größe wird zunächst in ersten Differenzen betrachtet, die ersten Differenzen werden dann gleichmäßig auf das entsprechende Jahr und die beiden Folgejahre verteilt.<sup>28</sup> Ein Vergleich der strukturellen Größe, wie sie aus der Panelregression gewonnen werden kann, und der resultierenden geglätteten Größe ist in Abbildung 5.1-5 gegeben. Die geglättete Reihe wird dann kumuliert und zur Bereinigung der Erwerbslosenzahlen verwendet.

**Abbildung 5.1-5:**  
**Strukturelle Größe der NAWRU: Deutschland**



Strukturelle Größe ergibt sich aus den Strukturvariablen der Panelregression; Glättung durch Aufteilung erster Differenzen auf drei Jahre.

Quelle: Eigene Berechnungen.

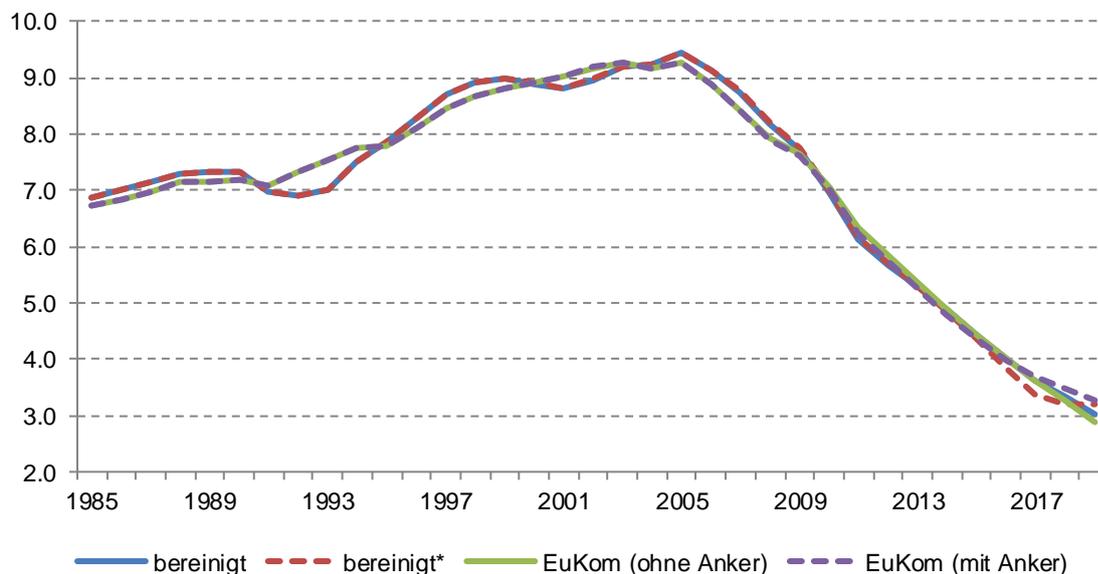
Das Bereinigungsverfahren haben wir für Deutschland und Italien jeweils anhand des Datenstandes Herbst 2017 getestet und dabei auf das aktuelle Modell der Europäischen Kommission zurückgegriffen. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Varianzbegrenzungen nicht für den Fall der Bereinigung der Erwerbslosenzahlen ausgerichtet wurden. Durch die Bereinigung verändern sich Varianz und Persistenz der relevanten Größe, so dass das Varianzverhältnis bei der Trend-Zyklus-Zerlegung beeinträchtigt wird und die Varianzbegrenzungen gemäß der derzeitigen Einschätzung der Europäischen Kommission nicht unbedingt mehr adäquat sein müssen. Für die deutsche NAWRU haben wir neben der eigentlichen Bereinigung zusätzlich das Szenario durchgespielt, dass Arbeitsmarktreformen, die die Struktur verschlechtern, für die Jahre 2018 und 2019 angekündigt sind und daher der Wert der geglätteten strukturellen Größe in diesen Jahren auf -1 bzw. -0,5 steigt.

Am aktuellen Rand sind die Schätzungen der Europäischen Kommission ohne Anker und die bereinigte Schätzung nahezu deckungsgleich (Abbildung 5.1-6). Abweichungen gibt es insbesondere zu Beginn der 90er Jahre, die von starken Schwankungen in der strukturellen Größe gekennzeichnet sind. Das „Anheben“ der NAWRU, das sich bei Berücksichtigung des Ankers ergibt, zeigt sich im bereinigten Verlauf so gut wie nicht. Zu berücksichtigen ist hier aber, dass die strukturelle Größe tatsächlich schon seit einiger Zeit relativ konstant geblieben ist. Dass das von uns vorgeschlagene Bereinigungsverfahren auf Veränderungen der strukturellen Größe zeitnah reagiert, sieht man an den Ergebnissen des Szenario-

<sup>28</sup> Die Annahme, dass die strukturelle Anpassung innerhalb von drei Jahren verläuft, kann jederzeit modifiziert und – je nach Erkenntnisstand – auch länderspezifisch implementiert werden. Vieles spricht dafür, dass Strukturreformen erst mittel- bis langfristig ihre volle Wirkung entfalten. Die Annahme, dass sich die Wirkung in den ersten drei Jahren zeigt, ist ad hoc und dient hier vor allem der Illustration. Letztlich möchten wir darauf hinweisen, dass weitere Forschung zur Frage, wie Strukturreformen über die Zeit wirken auch mit Blick auf die Implementierung im NAWRU-Schätzverfahren notwendig ist.

rios bei dem negativ wirkende Arbeitsmarktreformen unterstellt sind: die NAWRU steigt hier am aktuellen Rand.

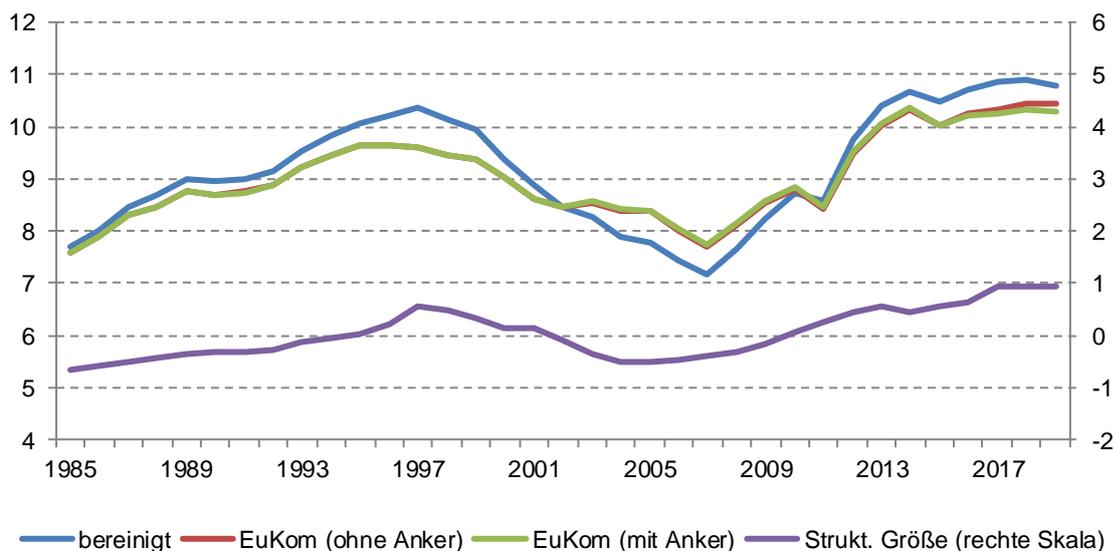
**Abbildung 5.1-6:**  
Bereinigte NAWRU-Schätzung: Deutschland



Bereinigt: bereinigte NAWRU-Schätzung (siehe Text). Bereinigt\*: Szenario mit negativen Arbeitsmarktreformen. EuKom (ohne Anker): Schätzung der Kommission ohne Anker-Verfahren. EuKom (mit Anker): Schätzung der Kommission inkl. Anker-Verfahren.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

**Abbildung 5.1-7:**  
Bereinigte NAWRU-Schätzung: Italien



Bereinigt: bereinigte NAWRU-Schätzung (siehe Text). EuKom (ohne Anker): Schätzung der Kommission ohne Anker-Verfahren. EuKom (mit Anker): Schätzung der Kommission inkl. Anker-Verfahren.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

Für Italien sind die Abweichungen des bereinigten Verfahrens von den Ergebnissen der Europäischen Kommission deutlich größer (Abbildung 5.1-7). Hierbei ist aber zu bedenken, dass die Varianzbegrenzungen für die Schätzung der italienischen NAWRU von erheblicher Bedeutung sind (Abschnitt 2.2.2). Zugleich ist ein merklicher Gleichlauf zwischen der NAWRU und der strukturellen Größe zu sehen. Am aktuellen Rand liegt die bereinigte Größe über den NAWRU-Schätzungen der Europäischen Kommission, sowohl mit als auch ohne Anker.

Das Bereinigungsverfahren bietet insgesamt die Möglichkeit, Strukturreformen am aktuellen Rand zu berücksichtigen. Dies geschieht vergleichsweise konform mit den Ergebnissen der Panelregression und zentrale Probleme des Ankerverfahrens werden vermieden. Dennoch gibt es an dieser Stelle noch einigen Forschungsbedarf. So ist die Frage offen, wie schnell Strukturreformen ihre Wirkung entfalten. Die Panelregression hat als abhängige Variable die NAWRU, die aus einem zweiseitigen Filter (Glätter) stammt. Veränderungen sind somit insbesondere am aktuellen Rand nicht direkt übersetzbar, weswegen auch die Glättung der strukturellen Größe erfolgt. Gegebenenfalls sollte die Panelregression angepasst bzw. dynamisch gestaltet werden. Das hier dargestellte Verfahren ist daher mehr als Anregung für weitere Arbeiten in diese Richtung anzusehen denn als ausgereifter Vorschlag. Gleichwohl kann festgehalten werden, dass das Ankerverfahren ersetzt werden sollte und es durchaus plausible alternative Möglichkeiten gibt, Strukturreformen am aktuellen Rand einzubinden.

### 5.1.3 Zusätzliche Arbeitsmarktindikatoren

Für die Schätzung des TFP-Trends wird seit dem Jahr 2010 zusätzlich ein auf Umfragedaten basierender Indikator genutzt, der Informationen über den Zyklus liefern soll. Es liegt daher nahe zu prüfen, inwieweit auch bei der Schätzung der NAWRU Informationen aus Umfrageindikatoren zur Arbeitsmarktlage nützlich sind. Dies ist auch deswegen bedenkenswert, weil die Stabilität der Phillips-Kurve, die bereits eine zweite Messgleichung darstellt und somit Informationen über den Zyklus liefern soll, in jüngerer Zeit angezweifelt wird. Andere Indikatoren könnten eventuell den aktuellen Arbeitsmarktzyklus besser nachempfinden.

Analog zum TFP-Modell wird das Modell zur Schätzung der NAWRU deshalb im Folgenden um eine weitere Beobachtungsgleichung ergänzt. In dieser ist ein ausgewählter Arbeitsmarktindikator in Abhängigkeit vom Arbeitsmarktzyklus spezifiziert:

$$\text{ind}_t = c_{ind} + \beta_{ind}(U_{t-i} - \text{NAWRU}_{t-i}) + \varepsilon_t^{ind}. \quad (5.1-2)$$

Bei der Schätzung eines solchen erweiterten Modells treten allerdings erhebliche Schwierigkeiten auf. Eine numerische Konvergenz des Schätzers konnte bei der Verwendung der bisher genutzten Varianzbegrenzungen nicht erreicht werden; das Suchen nach möglicherweise „passenden“ Varianzbegrenzungen ist zweifelhaft. Auch die robustere penalized ML-Schätzung (Abschnitt 5.1.1) weist Konvergenzprobleme auf.

Aufgrund der Konvergenzprobleme verwenden wir an dieser Stelle ein anderes Vorgehen um das Schätzproblem zu regularisieren. Dazu modifizieren wir das Schätzmodell. Die Gleichungen (2.2-2) und (2.2-3) werden durch die folgenden Gleichungen ersetzt:

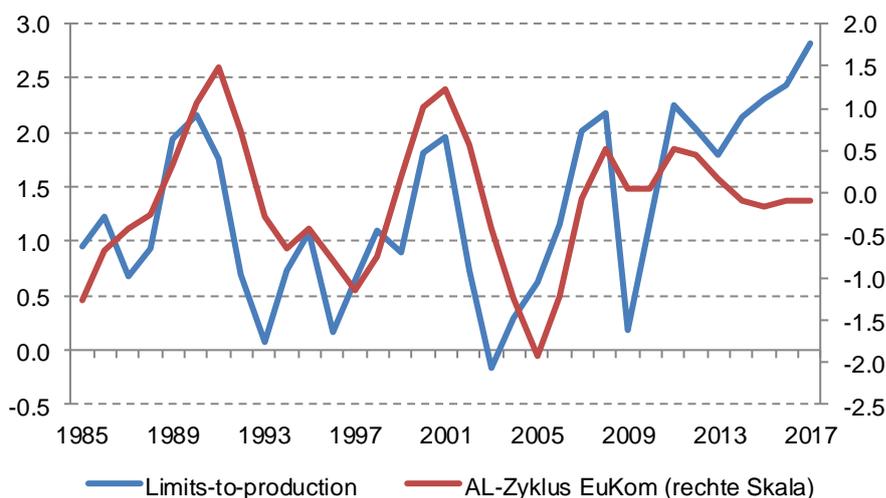
$$\Delta \text{NAWRU}_t = \mu_{t-1} \quad (5.1-3)$$

$$\Delta \mu_t = \varepsilon_t^\mu. \quad (5.1-4)$$

Die Trendvariable wird nun wie bei einem HP-Trend modelliert, weswegen in diesem Fall auch von einem multivariaten HP-Filter gesprochen wird (vgl. Laxton und Tetlow 1992). Da ein Schockterm wegfällt, ist die Trendvariable nun weniger flexibel. Das Varianzverhältnis zwischen  $\varepsilon_t^T$  und  $\varepsilon_t^H$  wird analog zum HP-Filter fixiert. Während aber beim klassischen HP-Filter der Zyklus als zeitlich unkorrelierte Größe spezifiziert ist, wird hier eine Autokorrelation des Zyklus weiter zugelassen. Entsprechend richtet sich das Varianzverhältnis nicht an diesen beiden Schockvarianzen aus, sondern an der Schockvarianz des Trends und der unbedingten Varianz des Zyklus. Bedingt auf die Autokorrelationsparameter kann dann die Schockvarianz des Zyklus berechnet werden. Im Vergleich zur bounded ML-Schätzung bzw. zur penalized ML-Schätzung der NAWRU müssen beim multivariaten HP-Filter also zwei Varianzparameter weniger geschätzt werden, da ein Schockterm komplett entfällt und die Varianz des verbleibenden Trendschocks durch das Verhältnis zur Zyklusvarianz festgelegt ist.

Bei der Wahl eines zusätzlichen Arbeitsmarktindikators ist zu beachten, dass er für möglichst viele Mitgliedstaaten und über eine hinreichende Zeitspanne verfügbar ist. Umfragedaten von der Europäischen Kommission bezüglich „limits-to-production“ im Verarbeitenden Gewerbe erfüllen beide Kriterien. Wir nutzen dabei die Daten, die speziell die Beeinträchtigung der Produktion durch das Arbeitsangebot wiedergeben. Da bei einer solchen Frage bzw. den entsprechenden Antworten mit Nichtlinearitäten in Bezug auf den tatsächlichen Produktionsprozess zu rechnen ist, wird eine log-Transformation der Variable durchgeführt. Für Deutschland zeigt sich in vielen Jahren ein hoher Gleichlauf der log-transformierten Variable mit dem negativen Arbeitsmarktzyklus, der aus der NAWRU-Schätzung der Europäischen Kommission vom Herbst 2017 resultiert (Abbildung 5.1-8). Lediglich in jüngerer Zeit gibt es ein merkliches Auseinanderlaufen. Während die NAWRU-Schätzung einen Wert des Zyklus nahe null ausweist, deutet der umfragebasierte Indikator auf eine deutliche Überauslastung hin.

**Abbildung 5.1-8:**  
**Arbeitsmarktindikator und Arbeitsmarktzyklus: Deutschland**



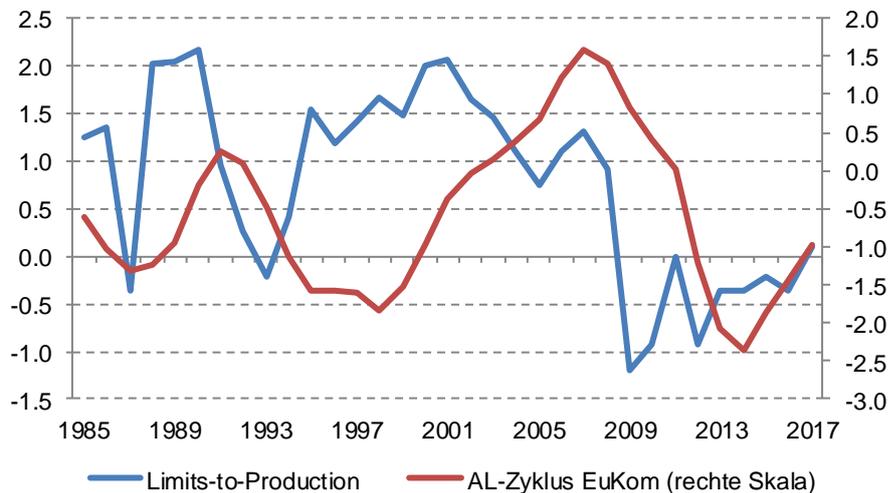
Limits-to-production: Umfragebasierter Indikator zu Beeinträchtigungen der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe durch Arbeitskräfteknappheit. AL-Zyklus EuKom: NAWRU minus Arbeitslosigkeit (negativer Zyklus), Schätzung der Europäischen Kommission Herbst 2017.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

Für Italien ist der Gleichlauf deutlich weniger augenfällig (Abbildung 5.1-9). Es fällt vielmehr auf, dass ausweislich der Umfragedaten der Arbeitsmarkt in Italien seit der Großen Rezession unterausgelastet

ist, während der Zyklus laut NAWRU-Schätzung der Europäischen Kommission erst mit einiger Verzögerung reagierte.

**Abbildung 5.1-9:**  
**Arbeitsmarktindikator und Arbeitsmarktzyklus: Italien**

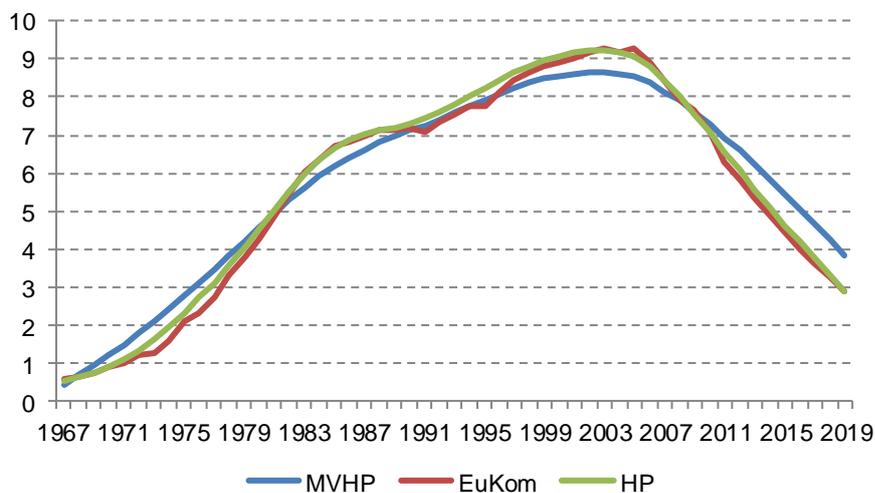


Limits-to-production: Umfragebasierter Indikator zu Beeinträchtigungen der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe durch Arbeitskräfteknappheit. AL-Zyklus EuKom: NAWRU minus Arbeitslosigkeit (negativer Zyklus), Schätzung der Europäischen Kommission Herbst 2017.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

Die Schätzung des multivariaten HP-Filters mit Daten vom Herbst 2017 ergibt für Deutschland einen über viele Jahre hinweg sehr ähnlichen Verlauf wie die Schätzung der Europäischen Kommission und der einfache HP-Filter (Abbildung 5.1-10). In den Jahren nach der Großen Rezession wird die Abweichung, die sich bereits in Abbildung 5.1-8 zeigte, in eine merklich höhere NAWRU und somit auch eine stärkere Auslastung des Arbeitsmarkts übersetzt. Bezüglich des Schätzergebnisses bei diesem Verfahren ist allerdings anzumerken, dass der Phillips-Kurven-Parameter mehr oder weniger gleich null geschätzt wird. Dies gilt auch für abweichende Datenstände (und ebenso für Italien). Die Schätzung des multivariaten HP-Filters für Italien weicht deutlicher von der Schätzung der Europäischen Kommission, aber auch vom Ergebnis des HP-Filters ab (Abbildung 5.1-11). Die Abweichungen zwischen dem multivariaten HP-Filter und den Ergebnissen der Europäischen Kommission lassen sich darauf zurückführen, dass das Modell geändert wurde und ein zusätzlicher Indikator eingeführt wurde. Da die Phillips-Kurven-Parameter gegen null geschätzt werden, lassen sich die Abweichungen zwischen dem multivariaten HP-Filter und dem einfachen HP-Filter eher der zusätzlichen Information durch den umfragebasierten Indikator zuordnen. Im Falle Deutschlands lässt sich dies zum Teil auch für die Abweichungen zu den Ergebnissen der Europäischen Kommission sagen, da hier nur geringe Unterschiede zum einfachen HP-Filter bestehen.

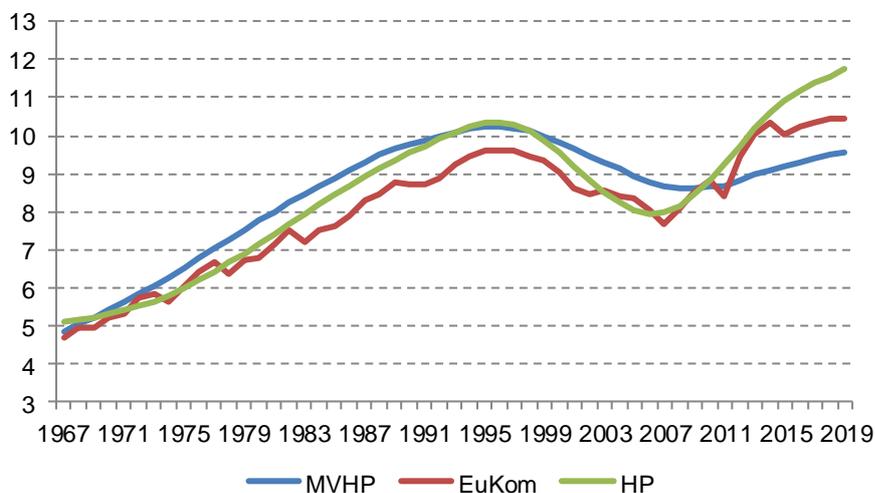
**Abbildung 5.1-10:**  
NAWRU-Schätzung (MVHP): Deutschland



MVHP: Schätzung mit dem multivariaten HP-Filter inkl. zusätzlichem Arbeitsmarktindikator. EuKom: Schätzung der Europäischen Kommission vom Herbst 2017 (ohne Anker). HP: Ergebnis des HP-Filters.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

**Abbildung 5.1-11:**  
NAWRU-Schätzung (MVHP): Italien



MVHP: Schätzung mit dem multivariaten HP-Filter inkl. zusätzlichem Arbeitsmarktindikator. EuKom: Schätzung der Europäischen Kommission vom Herbst 2017 (ohne Anker). HP: Ergebnis des HP-Filters.

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

Die zusätzliche zyklische Variable beim multivariaten HP-Filter hat somit merklichen Einfluss auf das Schätzergebnis. Dies wirft die Frage auf, ob diese zusätzliche Variable zu einer höheren Stabilität der Schätzung in dem Sinne führt, dass Revisionen geringer ausfallen. Zu diesem Zweck wird das multivariate HP-Filter-Modell für die Herbst-Datenstände der Jahre 2005 bis 2015 geschätzt. Der Umfrageindikator wird dabei in Pseudo-Echtzeit eingesetzt.

Es zeigt sich, dass die Revisionen in allen Fällen größer sind als bei den Schätzungen der Europäischen Kommission (Tabelle 5.1-3). Hier ist zwar wiederum zu berücksichtigen, dass die Ergebnisse der

Europäischen Kommission nicht einem fixen Modell entstammen, sondern Einstellungen des Modells vermutlich immer so gewählt wurden, dass die Revisionen möglichst minimal sind. Allerdings sind in diesem Fall auch die Revisionen des einfachen HP-Filters merklich geringer.

**Tabelle 5.1-3:**  
**Revisionen der NAWRU: Deutschland und Italien**

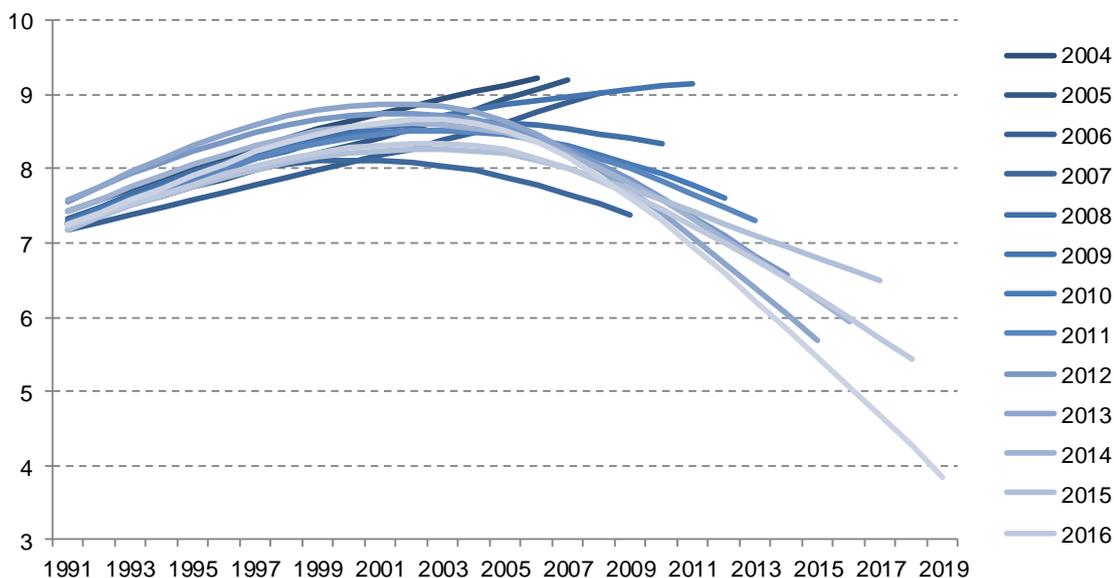
	t-1	t	t+1	t+2
<i>Deutschland</i>				
MVHP	0,59	0,74	0,94	1,16
HP	0,44	0,51	0,65	0,87
EuKom	0,57	0,58	0,61	0,78
<i>Italien</i>				
MVHP	1,40	1,45	1,57	1,75
HP	0,63	0,92	1,28	1,71
EuKom	0,59	0,75	1,11	1,56

Mittlere quadratische Abweichung.

Quelle: Eigene Berechnungen.

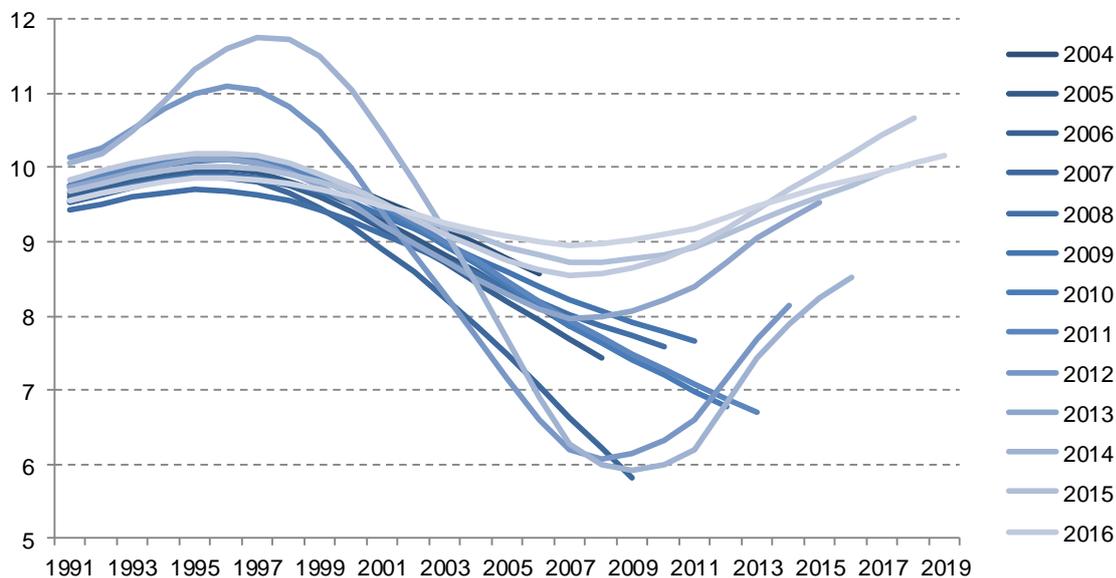
In den Abbildungen 5.1-12 und 5.1-13 lässt sich erkennen, dass die NAWRU-Schätzung mittels des multivariaten HP-Filters über die Jahre hinweg teilweise hin- und herspringt. Schwierigkeiten infolge lokaler Maxima bzw. einer flachen Likelihood können also auch beim multivariaten HP-Filter trotz der Fixierung des Varianzverhältnisses auftreten und für starke Revisionen sorgen, weil schon kleine Veränderungen in den Datenständen möglicherweise zu großen Sprüngen führen. Grundsätzlich lässt sich somit nicht ausschließen, dass die Berücksichtigung zusätzlicher zyklischer Variablen in der NAWRU-Schätzung Verbesserungspotenzial besitzt. Jedoch bedarf es hier eines größeren Aufwands bei der Suche nach geeigneten Modellen und Schätzverfahren. „Einfachere“ Methoden wie die penalized ML-Schätzung oder der multivariate HP-Filter haben bei der Hinzunahme weiterer Beobachtungsgleichungen entweder Konvergenzprobleme oder sind über verschiedene Datenstände vergleichsweise instabil.

**Abbildung 5.1-12:**  
**NAWRU-Schätzungen mit dem MVHP (fortlaufende Datenstände): Deutschland**



Quelle: Eigene Berechnungen.

**Abbildung 5.1-13:**  
**NAWRU-Schätzungen mit dem MVHP (fortlaufende Datenstände): Italien**



Quelle: Eigene Berechnungen.

## 5.2 Verbesserungen bei der TFP-Zerlegung

Das Trend-Zyklus-Modell der TFP wird bayesianisch geschätzt, indem die Likelihood-Funktion der Daten und die Apriori-Verteilungen der Modellparameter kombiniert werden. Die Kommission spezifiziert diese Apriori-Verteilungen allerdings ohne theoretische Rechtfertigung oder detaillierte Diskussion der Annahmen. Einige Parameter der Apriori-Verteilungen kalibriert sie laut Havik et al. (2014) datenabhängig, was einem empirischen Bayesverfahren ähnelt, andere wählt sie möglicherweise nach der Maßgabe, gute Konvergenzeigenschaften des iterativen Schätzers und „plausible“ Zyklen zu erhalten. Beide Ansätze sind nicht grundsätzlich abzulehnen, sie sollten jedoch transparent dargestellt, gut begründet und gegebenenfalls durch Sensitivitätsanalysen ergänzt werden. Gerade Letzteres ist von großer Bedeutung, um Vertrauen in die Schätzergebnisse zu erzeugen, und wurde daher an anderer Stelle in diesem Gutachten ausgeführt. Dabei wurden die von der Kommission gewählten Parameter systematisch lokal variiert und die Auswirkungen auf Trend- und Zyklusschätzung studiert. Ändert sich diese Schätzung nur wenig, kann der Kommissionsspezifikation eine so definierte lokale Stabilität attestiert werden.

Es stellt sich jedoch auch die Frage, inwieweit sich die TFP-Zerlegung ändert, wenn statt der lokalen Variation eine wohlbegründete Alternative verwendet wird. Wie zuvor ausgeführt, stellt der HP-Filter eine solche Alternative dar, denn er weist einige wünschenswerte Eigenschaften auf (insbesondere Stationarität und Symmetrie des Zyklus), ist einfach, trotz aller Kritik gut in der akademischen Literatur und der wirtschaftspolitischen Praxis etabliert, in den meisten ökonometrischen Softwarepaketen implementiert und auch Fachfremden gegenüber leicht zu kommunizieren. Eine Verbesserung der TFP-Zerlegung, gerade mit Blick auf ihre Kommunizierbarkeit, könnte demnach darin bestehen, sie nicht zu weit vom HP-Filter abweichen zu lassen. Um dies zu erreichen, untersuchen wir im Folgenden zwei – prinzipiell kombinierbare – Verfahren, die sowohl das Trend-Zyklus-Modell als auch den bayesianischen Schätzansatz im Grundsatz erhalten. Zum einen könnte eine dem Ziel entsprechende Verlustfunktion zur Ableitung des Punktschätzers verwendet werden (Abschnitt 5.2.1), zum anderen

könnten die Apriori-Verteilungen auf die Parametrisierung des HP-Filters zentriert werden (Abschnitt 5.2.2).

Eine wichtige Dimension der Verbesserung besteht darüber hinaus darin, das Trend-Zyklus-Modell so zu erweitern, dass zusätzliche Konjunkturinformatoren in die Zyklusschätzung eingehen, um insbesondere die Stabilität am aktuellen Rand zu erhöhen. Hierzu soll ein Faktoransatz herangezogen werden, der sich in der Literatur als sehr effizient erwiesen hat, um hochdimensionale Datensätze effizient zu komprimieren (Abschnitt 5.2.3).

### 5.2.1 Alternative Verlustfunktion

Bayesianische Schätzverfahren erzeugen eine vollständige Aposteriori-Verteilung der unbekannt Parameter und damit auch von Trend und Zyklus. Typischerweise kommt als Punktschätzer ein Maß der zentralen Tendenz zum Einsatz; die Kommission verwendet – wie weite Teile der Literatur – den Erwartungswert der Aposteriori-Verteilung. Es kann gezeigt werden, dass dieser den Erwartungswert der quadratischen Verlustfunktion

$$L(\hat{\theta}, \theta) = (\hat{\theta} - \theta)^2 \quad (5.2-1)$$

minimiert, wobei  $\hat{\theta}$  der Punktschätzer und  $\theta$  der Modellparameter mit gegebener Aposteriori-Verteilung ist.

Wenn jedoch die Abweichung des Punktschätzers von einer Zielgröße  $\theta^*$  gering gehalten werden soll, bietet sich die erweiterte Verlustfunktion

$$L(\hat{\theta}, \theta) = (1 - w)(\hat{\theta} - \theta)^2 + w(\hat{\theta} - \theta^*)^2, \quad (5.2-2)$$

an, wobei  $0 \leq w < 1$  das Gewicht dieser Abweichung definiert. Im Grenzfall  $w = 0$  ergibt sich der Erwartungswert, und im Grenzfall  $w = 1$  wird  $\hat{\theta} = \theta^*$  gesetzt.

Dieser Ansatz lässt sich für die Punktschätzung des TFP-Trends implementieren. Stellt man auf die marginale Aposteriori-Verteilung des Trends  $p_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , ab, so lässt sich für jeden Zeitpunkt die erweiterte Verlustfunktion

$$L(\hat{p}_t, p_t) = (1 - w_t)(\hat{p}_t - p_t)^2 + w_t(\hat{p}_t - \hat{p}_{t,HP})^2 \quad (5.2-3)$$

verwenden, die die Abweichung des Trendschätzers  $\hat{p}_t$  vom HP-Trend  $\hat{p}_{t,HP}$  bestraft. Das Gewicht  $w_t$  soll, analog zu der in Abschnitt 5.1.1 vorgeschlagenen penalisierten Likelihood-Schätzung der NAWRU, gewählt werden als Kombination eines allgemeinen Gewichtungsfaktors  $\kappa$  und eines periodenspezifischen Gewichts  $0 \leq \delta_t \leq 1$ , das von der Revisionsanfälligkeit des HP-Trends abhängt. Der daraus resultierende Punktschätzer ist

$$\hat{p}_t = (1 - w_t)E(p_t) + w_t\hat{p}_{t,HP} \quad (5.2-4)$$

und daher ein gewichteter Durchschnitt des derzeitigen Punktschätzers generiert mit der EU-Methode und des HP-Trends (mit dem in der Literatur üblichen Parameter  $\lambda=100$ ). Der Vorteil dieses Ansatzes

besteht darin, dass das bayesianische Simulationsverfahren der Kommission unverändert bleibt; es wird lediglich ein anderer Punktschätzer berechnet.

**Tabelle 5.2-1:**  
**Revisionsanalyse der gefilterten TFP**

Jahr	Datenjahrgang (inklusive zwei Prognosejahre am Ende)										
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	...	2017
1980	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	tfp <sub>1</sub>	...	tfp <sub>1</sub>
1981	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	tfp <sub>2</sub>	...	tfp <sub>2</sub>
1982	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	tfp <sub>3</sub>	...	tfp <sub>3</sub>
1983	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	tfp <sub>4</sub>	...	tfp <sub>4</sub>
1984	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	tfp <sub>5</sub>	...	tfp <sub>5</sub>
1985	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	tfp <sub>6</sub>	...	tfp <sub>6</sub>
1986	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	tfp <sub>7</sub>	...	tfp <sub>7</sub>
1987	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	tfp <sub>8</sub>	...	tfp <sub>8</sub>
1988	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	tfp <sub>9</sub>	...	tfp <sub>9</sub>
1989	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	tfp <sub>10</sub>	...	tfp <sub>10</sub>
1990	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	tfp <sub>11</sub>	...	tfp <sub>11</sub>
1991	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	tfp <sub>12</sub>	...	tfp <sub>12</sub>
1992	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	tfp <sub>13</sub>	...	tfp <sub>13</sub>
1993	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	tfp <sub>14</sub>	...	tfp <sub>14</sub>
1994	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	tfp <sub>15</sub>	...	tfp <sub>15</sub>
1995	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	tfp <sub>16</sub>	...	tfp <sub>16</sub>
1996	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	tfp <sub>17</sub>	...	tfp <sub>17</sub>
1997	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	tfp <sub>18</sub>	...	tfp <sub>18</sub>
1998	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	tfp <sub>19</sub>	...	tfp <sub>19</sub>
1999	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	tfp <sub>20</sub>	...	tfp <sub>20</sub>
2000	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	tfp <sub>21</sub>	...	tfp <sub>21</sub>
2001		tfp <sub>22</sub>	...	tfp <sub>22</sub>							
2002			tfp <sub>23</sub>	...	tfp <sub>23</sub>						
2003				tfp <sub>24</sub>	...	tfp <sub>24</sub>					
2004					tfp <sub>25</sub>	...	tfp <sub>25</sub>				
2005						tfp <sub>26</sub>	tfp <sub>26</sub>	tfp <sub>26</sub>	tfp <sub>26</sub>	...	tfp <sub>26</sub>
2006							tfp <sub>27</sub>	tfp <sub>27</sub>	tfp <sub>27</sub>	...	tfp <sub>27</sub>
2007								tfp <sub>28</sub>	tfp <sub>28</sub>	...	tfp <sub>28</sub>
2008									tfp <sub>29</sub>	...	tfp <sub>29</sub>
...										...	...
2019											tfp <sub>40</sub>

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Revisionsanfälligkeit des HP-Trends wird aufgrund der geringen Anzahl an TFP-Beobachtungen etwas anders berechnet als für die NAWRU. Zunächst sei angemerkt, dass wir Revisionen der TFP-Daten an dieser Stelle nicht berücksichtigen, sondern den jüngsten Datenjahrgang verwenden, um den reinen Revisionseffekt des HP-Filters zu isolieren. Als Revision wird der Unterschied zwischen den TFP-Trends definiert, die auf den Stichproben 1980 bis Jahr T bzw. 1980 bis Jahr T+7 basieren. Folglich werden Revisionen vernachlässigt, die nach mehr als 7 Jahren geschehen. Dies ist notwendig, um den mit dem Revisionsabstand einhergehenden Datenverlust zu beschränken. Zudem werden die Revisionen von 13 Jahren gemittelt. Daraus errechnet sich ein Datenverlust von 19 Jahren. Dies ist anhand der schematischen Darstellung in Tabelle 5.2-1 nachvollziehbar. Die erste HP-Filterung wird auf TFP-Daten angewandt, die im Jahr 1998 verfügbar waren und – inklusive Kurzfristprognose – Werte der Jahre 1980 bis 2000 umfassten. Die jüngsten 16 Jahre dieses Datenjahrgangs sind die Werte für die Jahre 1985 bis 2000 (rot markiert). Diese werden verglichen mit den gefilterten Daten des Jahrgangs 2005, also mit einem Abstand von 7 Jahren (ebenfalls rot markiert). Die zweite HP-Filterung wird auf TFP-Daten angewandt, die im Jahr 1999 verfügbar waren und Werte der Jahre 1980 bis 2001 umfass-

ten. Erneut werden die gefilterten Werte der jüngsten 16 Jahre (blau markiert) verglichen mit den Ergebnissen, die sich 7 Jahre später, also im Jahrgang 2006 ergaben (blau markiert). Dieses Verfahren wird fortgeführt bis zum Datenjahrgang 2010, für den noch ein 7 Jahre späterer Vergleichsjahrgang vorliegt. Daraus ergibt sich ein Beobachtungsumfang von jeweils 13 Revisionen.

Da eine Mittelung über 13 Jahre noch recht hohe Schwankungsbreiten zulässt, wenden wir das Verfahren analog auf den Stichprobenbeginn an. Dies erscheint zulässig, da der HP-Filter symmetrisch ist. Dies lässt sich anhand von Tabelle 5.2-1 nachvollziehen, indem nicht die Daten vom 1980 bis 2019, sondern rückwärts von 2019 bis 1980 analog behandelt werden.

Anhand der so gewonnenen 26 Revisionsbeobachtungen wird das Gewicht  $\delta(i)$  berechnet als das Verhältnis zwischen der Variation der Revisionen (gemessen als RMSE) und der Variation des mit der EU-Methode berechneten Zyklus (gemessen als Standardabweichung), wobei  $i$  den Abstand zum Stichprobenrand bezeichnet. Das Gesamtgewicht berechnet sich dann als  $w(i) = 1 - \kappa \cdot \delta(i)$ . Negative Werte legen nahe, dass der HP-Filter ungeeignet ist, und werden auf null gesetzt. Für  $\kappa$  wählen wir beispielhaft den Wert 1. Sollte der HP-Filter ein stärkeres Gewicht erhalten, müsste  $\kappa$  entsprechend nach oben angepasst werden.

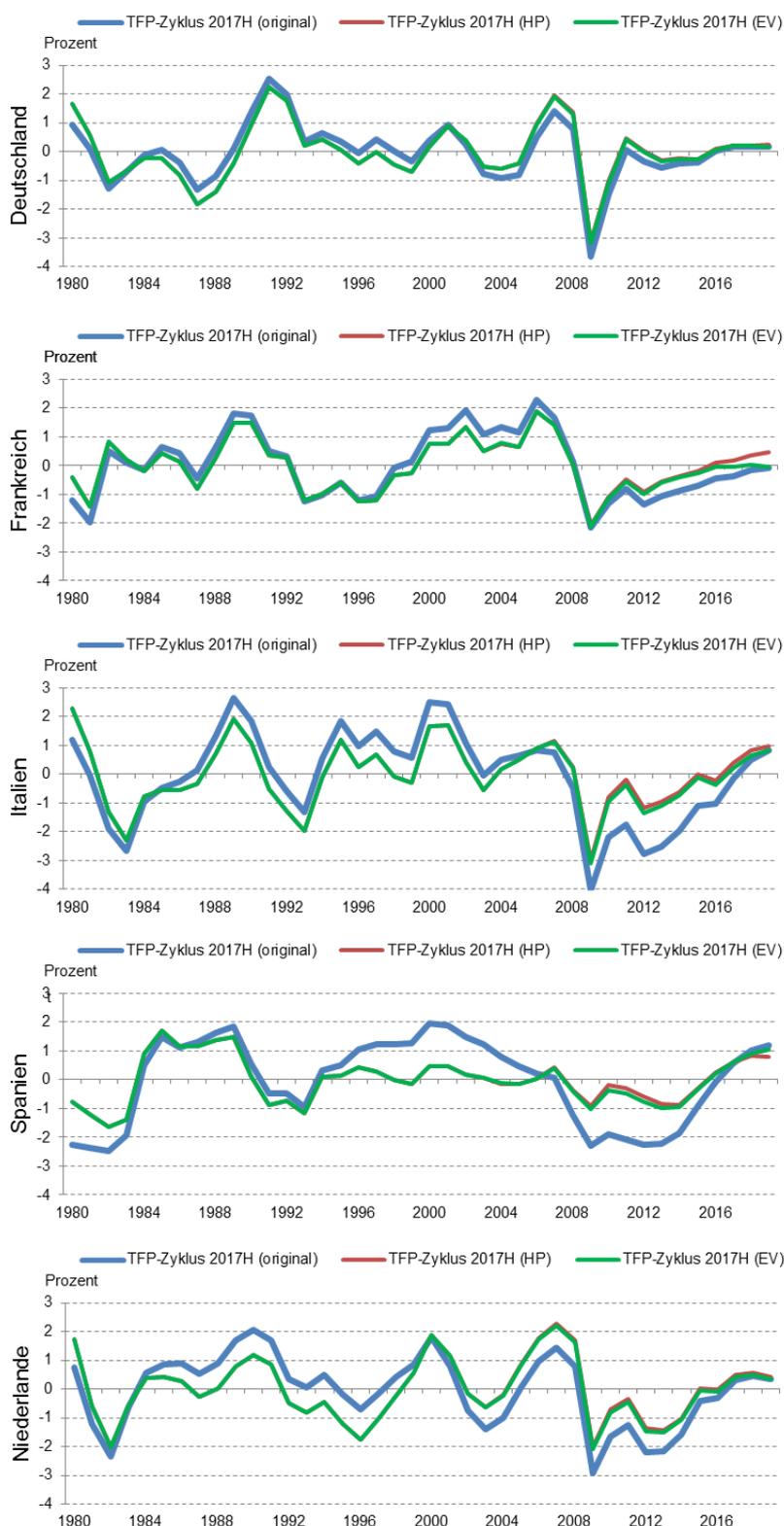
Für eine Stichprobe der Jahre 1980 bis  $T$  lassen sich die Periodengewichte folglich darstellen als  $w_t = 1$  für  $t = 1980, \dots, T - 16$ , sowie  $w_t = w(T - t)$  für  $t = T - 15, \dots, T$ . Für die betrachteten fünf Länder ergeben sich die in Tabelle 5.2-2 angegebenen von 1 verschiedenen Gewichte. Es zeigt sich, dass für alle Länder vor allem die jüngsten drei Jahre deutlich vom HP-Trend zugunsten des EU-Trends abweichen; ältere Beobachtungen gewichten den HP-Trend mit mehr als 75 Prozent. Der resultierende TFP-Zyklus dieser erweiterten Verlustfunktion, des HP-Filters und des EU-Verfahrens für Herbst 2017 sind in Abbildung 5.2-1 dargestellt.

**Tabelle 5.2-2:**  
**Gewichte des HP-Filters im Rahmen einer erweiterten Verlustfunktion**

Abstand zum Stichprobenende in Jahren	DE	FR	IT	ES	NL
15	0,975	0,970	0,975	0,984	0,974
14	0,964	0,956	0,962	0,975	0,962
13	0,951	0,940	0,948	0,963	0,948
12	0,936	0,921	0,932	0,949	0,933
11	0,920	0,902	0,914	0,933	0,917
10	0,905	0,882	0,898	0,916	0,902
9	0,892	0,866	0,884	0,900	0,889
8	0,885	0,856	0,876	0,887	0,882
7	0,884	0,856	0,878	0,880	0,883
6	0,891	0,869	0,893	0,883	0,892
5	0,895	0,884	0,916	0,899	0,898
4	0,864	0,862	0,906	0,923	0,867
3	0,775	0,759	0,813	0,909	0,773
2	0,629	0,581	0,655	0,813	0,620
1	0,428	0,334	0,437	0,655	0,410
0	0,172	0,016	0,159	0,439	0,143

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

**Abbildung 5.2-1:**  
TFP-Zyklus der EU-Methode, des HP-Filters und der erweiterten Verlustfunktion (EV)



TFP Zyklus der Herbstprojektion 2017 der EU-Methode („original“), des HP-Filters („HP“) und der erweiterten Verlustfunktion („EV“).

Quelle: CIRCABC; eigene Berechnungen.

Die sich unter Verwendung dieser Gewichte und der darauf aufbauenden erweiterten Verlustfunktion ergebenden Echtzeit-Zyklusrevisionen der Herbstprojektionen 2005 bis 2015 gegenüber dem als „final“ angenommenen Datenstand vom Herbst 2017 sind in Tabelle 5.2-3 angegeben. Da der CUBS-Indikator erstmalig im Herbst 2009 verwendet wurde und erst seit dem Jahr 2010 offiziell in das EU-Verfahren integriert ist, liegt dieser für die vorangegangenen Projektionen lediglich in Pseudo-Echtzeit vor. Die TFP liegt hingegen für alle Projektionen in Echtzeit vor. Die Revisionsanfälligkeit wird anhand der durchschnittlichen absoluten Revision der jeweiligen Methode in Prozentpunkten gemessen, und zwar für die jeweils letzten vier Jahre. Da im Projektionsjahr  $t$  jeweils zwei Jahre aus der Kurzfristprognose verwendet werden, entspricht der Evaluationszeitraum den Jahren  $t-1$  bis  $t+2$ . Neben der durchschnittlichen absoluten Revision ist auch die durchschnittliche Revision angegeben, um einen Überblick darüber zu geben, ob und in welche Richtung die Zyklusschätzungen verzerrt sind. Aufgrund des kurzen Evaluationszeitraums sind alle Angaben mit gewisser Vorsicht zu interpretieren.

Etwas überraschend zeigt sich, dass der HP-Filter im Durchschnitt dieser 11 Projektionen für die meisten Länder besser abschneidet als das EU-Verfahren, wenn man die mittlere absolute Revision als Maßstab heranzieht. Die einzige Ausnahme ist Spanien, wo der Unterschied zwischen den Verfahren allerdings recht gering ausfällt. Der mit Hilfe der erweiterten Verlustfunktion berechnete Zyklus (EV-Zyklus) besitzt eine mittlere absolute Revision, die in vielen Fällen geringer ist als die des EU-Verfahrens, in einigen Fällen sogar kleiner als die des HP-Filters.

**Tabelle 5.2-3:**  
**Durchschnittliche Zyklusrevisionen der EU-Methode, des HP-Filters und der erweiterten Verlustfunktion (EV)**

Zeitpunkt	DE			FR			IT			ES			NL		
Durchschnittliche Zyklusrevision (in Prozentpunkten)															
	HP	EU	EV	HP	EU	EV	HP	EU	EV	HP	EU	EV	HP	EU	EV
t-1	<b>0,12</b>	0,33	0,23	<b>0,28</b>	1,19	0,49	<b>0,34</b>	0,46	0,43	-0,47	<b>-0,32</b>	-0,47	<b>0,37</b>	0,68	0,55
t	<b>0,34</b>	0,68	0,57	<b>0,44</b>	1,78	1,03	<b>0,45</b>	0,62	0,74	-0,64	<b>-0,39</b>	-0,52	<b>0,61</b>	1,23	1,07
t+1	<b>0,31</b>	0,83	0,78	<b>0,37</b>	2,17	1,68	-0,25	<b>0,05</b>	0,40	-0,37	0,02	<b>0,01</b>	<b>0,30</b>	1,26	1,23
t+2	<b>-0,03</b>	0,71	0,81	<b>0,00</b>	2,29	2,48	-1,05	-0,53	<b>0,18</b>	-0,31	<b>0,29</b>	0,50	<b>-0,21</b>	1,11	1,43
Durchschnittliche absolute Zyklusrevision (in Prozentpunkten)															
	HP	EU	EV	HP	EU	EV	HP	EU	EV	HP	EU	EV	HP	EU	EV
t-1	<b>0,36</b>	0,39	0,38	<b>0,52</b>	1,19	0,54	0,52	0,63	<b>0,50</b>	0,47	<b>0,33</b>	0,48	<b>0,60</b>	0,70	0,64
t	<b>0,56</b>	0,77	0,70	<b>0,60</b>	1,78	1,03	<b>0,64</b>	0,84	0,83	0,64	<b>0,39</b>	0,53	<b>0,85</b>	1,23	1,09
t+1	<b>0,83</b>	1,26	1,19	<b>0,57</b>	2,17	1,68	<b>0,88</b>	1,06	0,90	0,66	0,51	<b>0,37</b>	<b>1,01</b>	1,34	1,30
t+2	<b>0,92</b>	1,25	1,30	<b>0,67</b>	2,30	2,48	1,35	1,25	<b>1,07</b>	0,95	0,90	<b>0,58</b>	<b>0,99</b>	1,35	1,51

Fettdruck: geringste absolute Abweichung der mittleren Zyklusrevision von null bzw. kleinste mittlere absolute Zyklusrevision pro Land und Zeitpunkt.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

Aus wirtschaftspolitischer Sicht besteht der Vorteil der erweiterten Verlustfunktion darin, dass der so berechnete EV-Zyklus kaum revisionsanfälliger ist als der Zyklus der EU-Methode – tatsächlich ist er (in der vorliegenden, sehr kurzen Stichprobe) sogar häufig in etwa gleichauf oder besser – während wirtschaftspolitisch Interessierte nun jedoch zumindest die Historie von Trend und Zyklus mit wenig Aufwand näherungsweise nachvollziehen können, indem sie den HP-Filter verwenden, der mit fast jedem einschlägigen Softwarepaket berechnet werden kann. Denn ältere Beobachtungen des EV-Zyklus sind praktisch identisch mit dem HP-Filter, während die jüngsten Beobachtungen nahe an den Ergebnissen

der EU-Methode liegen, die – so zumindest die Hoffnung – etwas weniger revisionsanfällig als der HP-Filter ist. Aus diesen Gründen erscheint die Verwendung der erweiterten Verlustfunktion wünschenswert. Als Gegenargument lässt sich die noch weiter erhöhte Komplexität des Verfahrens anführen, denn die bayesianische Schätzung fällt ja nicht weg, sondern wird lediglich ergänzt und ist für die Zyklusschätzung am aktuellen Rand nach wie vor maßgeblich. Ob die beschriebenen Vorteile oder Nachteile überwiegen, ist eine Frage der Gewichtung. Wer dem (ohnehin schon komplexen) EU-Verfahren grundsätzlich skeptisch gegenübersteht, dürfte auch die vorgeschlagene Erweiterung ablehnen. Wer hingegen das EU-Verfahren als einen prinzipiell sinnvollen Weg der Zyklusschätzung anerkennt, aber Defizite hinsichtlich der Nachvollziehbarkeit diagnostiziert, könnte die Verwendung der erweiterten Verlustfunktion begrüßen.

### 5.2.2 Alternative Apriori-Verteilungen der Modellparameter

Eine andere Möglichkeit der partiellen Angleichung der Trend-Zyklus-Zerlegung an den HP-Filter besteht darin, die Apriori-Verteilungen so zu zentrieren, dass sie dem so gewählten Benchmark entsprechen. Dies bewirkt, dass der Punktschätzer in Richtung des HP-Ergebnisses tendiert. Der Vorteil dieses Ansatzes liegt darin, eine plausible und zumindest teilweise datenunabhängige Begründung der Apriori-Verteilung zu liefern. Zudem wird dem Modell weiterhin Raum gelassen, sich von der HP-Zerlegung zu lösen, wenn die Daten entsprechende Informationen liefern.

Harvey und Jaeger (1993) zeigen, dass der HP-Filter in ein Modell unbeobachteter Komponenten mit bestimmten Restriktionen überführt werden kann. Angewandt auf die TFP-Zerlegung reduziert sich das System auf eine Beobachtungsgleichung:

$$tfp_t = p_t + c_t \quad (5.2-5)$$

Der Zyklus wird als normales weißes Rauschen und der Trend als lokaler linearer Trend modelliert:

$$\Delta p_t = \mu_{t-1} \quad (5.2-6)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + a_{\mu t} \quad a_{\mu t} \sim N(0, V_{\mu}) \quad (5.2-7)$$

$$c_t = a_{ct} \quad a_{ct} \sim N(0, V_c) \quad (5.2-8)$$

Dies impliziert weitreichende Restriktionen auf die Mittelwerte der Parameter der HP-basierten Apriori-Verteilungen („HP-Prior“), vgl. Tabelle 5.2-4, wobei wir die Verteilungen gegenüber der EU-Methode unverändert lassen, um das gleiche Schätzverfahren nutzen zu können. Die Standardabweichungen der HP-Priors sowie ihre Trunkierungsgrenzen wählen wir recht groß, um die Aposteriori-Verteilung nicht allzu stark zu beeinflussen. Allerdings ist die Periodizität  $\tau$  unter diesen

Restriktionen nicht identifiziert, weshalb wir ihren – ohnehin wohl unstrittig sinnvollen – Prior unverändert lassen. Eine Sonderrolle nimmt auch der Parameter  $\rho$  ein. Das EU-Modell unterstellt einen stationären AR(1)-Prozess der Trendänderungen ( $|\rho| < 1$ ), während das HP-Modell einen Random Walk ( $\rho = 1$ ) annimmt. Um dennoch zu einem Prior zu gelangen, verwenden wir eine Normalverteilung mit Mittelwert 1, trunkieren diese jedoch zwischen 0 und 1, so dass der effektive Mittelwert innerhalb dieses Intervalls liegt, der Modalwert jedoch weiterhin 1 ist.<sup>29</sup>

<sup>29</sup> Tatsächlich trunkieren wir an einer Obergrenze von 0,9999, die ökonomisch nicht von 1 unterscheidbar ist, numerisch aber noch im Rahmen des bayesianischen Verfahrens gehandhabt werden kann.

**Tabelle 5.2-4:**  
Spezifikation der marginalen Apriori-Verteilungen des HP-Priors

Parameter	EU-Prior		HP-Prior			
	Verteilung	Mittelwert	Mittelwert	Standardabw.	Untere Grenze	Obere Grenze
$\omega$	Normal	0.015	0	0.03	-0.03	0.03
$\rho$	Normal	0.8	1 <sup>(1)</sup>	1	0	1
A	Beta	0.42	0	0.5	-0.99	0.99
$\tau$	Beta	8	8	3.5	2	32
$\mu_U$	t	0	0	0.03	-0.10	0.10
$\beta$	t	1.4	0	1	-5	5
$\delta_U$	Normal	0	0	1	-0.99	0.99

Da die Normalverteilung an den Stellen 0 und 1 trunziert wird, besitzt der effektive Prior für  $\rho$  einen Mittelwert, der kleiner als 1 ist. Der Modalwert beträgt jedoch 1.

Quelle: Havik et al. (2014); eigene Berechnungen.

Darüber hinaus restringiert der HP-Filter das Verhältnis  $\lambda$  von Zyklusvarianz  $V_c$  zu Trendvarianz  $V_\mu$ , die inverse „Signal-to-Noise-Ratio“, die aktuell für jedes Land und jede Periode neu festgelegt wird. Die Literatur verwendet für Jahresdaten häufig den Wert  $\lambda = 100$ , während Ravn und Uhlig (2002) den Wert  $\lambda = 6,25$  vorschlagen. Da die Sensitivitätsanalyse in 2.3.3 gezeigt hat, dass die Spezifikation der „Signal-to-Noise-Ratio“ merkliche Auswirkungen auf die Schätzergebnisse haben kann, schlagen wir folgendes Verfahren vor, um zu einem möglichst „objektiven“ Prior zu gelangen. Zunächst werden für jedes Land Trend und Zyklus mit dem klassischen HP-Filter ( $\lambda = 100$ ) berechnet. Anschließend werden  $V_c$  und  $V_\mu$  länderspezifisch als Varianz des Zyklus bzw. Varianz der zweiten Differenz des Trends geschätzt. Diese Schätzwerte werden schließlich als Mittelwerte der Apriori-Verteilungen verwendet, die ansonsten gegenüber dem Prior des EU-Verfahrens („EU-Prior“) unverändert bleiben (inverse Gammaverteilung mit 6 Freiheitsgraden). Insbesondere verwenden wir den gleichen Apriori-Mittelwert für die Varianz  $V_u$ , für die der HP-Prior keinen alternativen Vorschlag bereit hält. Die resultierenden Apriori-Mittelwerte des HP-Priors im Vergleich zum aktuellen EU-Prior der Kommission sind für Herbst 2017 in Tabelle 5.2-5 angegeben.

**Tabelle 5.2-5:**  
Mittelwerte der marginalen Apriori-Verteilungen des EU-Priors und des HP-Priors für die Varianzen

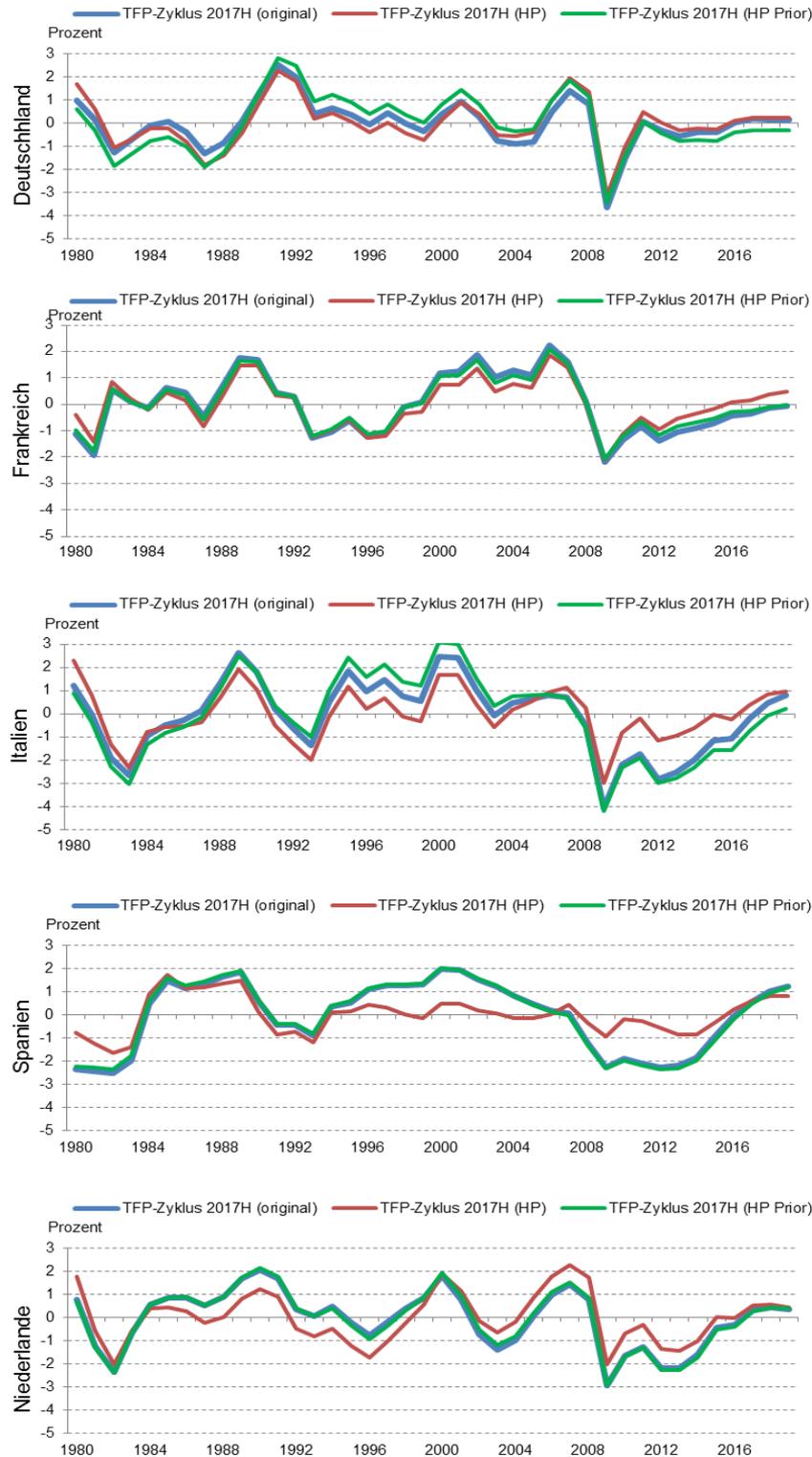
	DE		FR		IT		ES		NL	
	EU	HP	EU	HP	EU	HP	EU	HP	EU	HP
$V_c (\times 1e-4)$	3	1,05	3	0,81	3	1,28	2,5	0,65	3	1,17
$V_\mu (\times 1e-6)$	2,4	0,27	0,26	0,35	2,4	0,74	0,54	0,88	0,4	0,36
$V_u (\times 1e-3)$	4,5	4,5	2,5	2,5	3	3	1	1	1	1
$V_c/V_\mu$	125	389	1154	231	125	173	463	74	750	325

Quelle: CIRCABC; eigene Berechnungen.

In der Abbildung 5.2-2 werden die im Herbst 2017 erzeugten Echtzeit-Zyklen eines gewöhnlichen HP-Filters ( $\lambda = 100$ ) verglichen mit den mit Hilfe des EU-Verfahrens berechneten Echtzeit-Zyklen, die zum einen auf dem aktuellen EU-Prior und zum anderen auf dem HP-Prior<sup>30</sup> basieren. Es zeigt sich, dass die

<sup>30</sup> Die Apriori-Mittelwerte der Fehlervarianzen  $V_c$  und  $V_\mu$  des HP-Priors werden in jeder Projektion neu geschätzt.

**Abbildung 5.2-2:**  
TFP-Zyklus auf Basis des EU-Priors, des HP-Filters und des HP-Priors



TFP Zyklus der Herbstprojektion 2017 auf Basis des EU-Priors („original“), des HP-Filters („HP“) und des HP-Priors.

Quelle: CIRCABC; eigene Berechnungen.

Unterschiede zwischen EU-Prior und HP-Prior zumeist nur recht geringe Divergenzen der daraus abgeleiteten Zyklusschätzungen nach sich ziehen, während der HP-Filter für Spanien, Italien und die Niederlande über den gesamten Beobachtungszeitraum zu deutlich anderen Ergebnissen führt. Beispielweise sind die ermittelten Zyklen unter Verwendung des HP-Filters nach 2009 deutlich weniger negativ.

Der HP-Prior besitzt allerdings eine Schwäche. Da er wie gewünscht die Daten recht wenig einschränkt, konvergiert der Simulationsschätzer nicht immer ohne Probleme zur Aposteriori-Verteilung. Eine rekursive Schätzung für die Herbstprojektionen der Jahre 2005 bis 2017 ergab, dass in einigen Fällen selbst nach 200.000 Repetitionen nach Maßgabe einfacher Tests zum 5-Prozent-Niveau keine vollständige Konvergenz hinsichtlich aller Parameter erreicht war, vgl. Tabelle 5.2-6. Dies kann darauf hindeuten, dass die Daten nicht immer informativ genug sind, um alle Parameter zu schätzen. Es kann aber auch das Resultat hochkomplexer Aposteriori-Verteilungen sein, an der der einfache *Metropolis-within-Gibbs*-Simulationsalgorithmus zuweilen scheitert. Durch stärkere Eingrenzung des zulässigen Parameterraums könnte dann dem EU-Prior eine Komplexitätsreduktion gelingen, die dazu führt, dass in der vorliegenden Stichprobe deutlich geringere Konvergenzprobleme feststellbar sind.

**Tabelle 5.2-6:**  
Konvergenz der auf dem EU-Prior bzw. dem HP-Prior basierenden Aposteriori-Verteilungen in den Projektionen 2005-2017 im Vergleich

	Deutschland		Frankreich		Italien		Spanien		Niederlande	
	HP	EU	HP	EU	HP	EU	HP	EU	HP	EU
2005	x	x	x	x		x	x	x	x	x
2006	x	x	x	x	x	x		x	x	x
2007	x	x	x	x		x	x	x	x	x
2008	x	x				x	x	x	x	x
2009	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2010		x	x	x		x	x	x		x
2011	x	x		x	x	x	x	x	x	x
2012		x	x	x	x	x	x	x	x	x
2013	x	x		x	x	x	x		x	x
2014	x			x	x	x	x	x	x	
2015		x	x	x	x	x		x	x	x
2016			x	x	x		x	x	x	x
2017	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

x: Konvergenz nach 100.000 Repetitionen (EU Prior) bzw. 200.000 Repetitionen (HP Prior).

Quelle: Eigene Berechnungen.

Von großer Bedeutung für die Praxis ist zudem die Revisionsanfälligkeit des geschätzten Zyklus. Sie wird untersucht, indem die Echtzeit-Zyklen der Herbstprojektionen 2005 bis 2015 dem als „final“ angenommenen Datenstand vom Herbst 2017 gegenübergestellt werden. Wie in Abschnitt 5.2.1 bereits erwähnt, liegt der CUBS-Indikator für Projektionen vor 2009 allerdings lediglich in Pseudo-Echtzeit vor. Die berechneten Revisionen sind in Tabelle 5.2-7 angegeben. Es zeigt sich, dass die Verwendung des HP-Priors zu teilweise erheblich größerem Revisionsbedarf führt.

In der Gesamtschau deuten die Ergebnisse des HP-Priors darauf hin, dass die Daten nicht informativ genug sind, um zu jedem Projektionszeitpunkt zu präzisen und revisionsstabilen Zyklusschätzungen zu gelangen. Daher treten zum einen Konvergenzprobleme auf, zum anderen sind die Schätzvarianz und nachfolgend der Revisionsbedarf groß. Der EU-Prior vermeidet diese Probleme, „erkauft“ seinen Vorteil jedoch durch erheblich restriktivere Vorgaben, die schwer zu begründen sind und folglich – wie die Vergangenheit gezeigt hat – recht willkürlich geändert werden können.

**Tabelle 5.2-7:**  
**Durchschnittliche Zyklusrevisionen der bayesianischen Schätzungen auf Basis des EU-Priors und des HP-Priors**

	t-1	t	t+1	t+2
<b>Deutschland</b>				
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.33	-0.68	-0.83	-0.71
Durchschnittl. absolute Revision	0.39	0.77	1.27	1.25
<b>HP Prior-Verteilung</b>				
Durchschnittl. Revision	-1.39	-2.04	-2.46	-2.59
Durchschnittl. absolute Revision	1.39	2.04	2.63	2.86
<b>Frankreich</b>				
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-1.20	-1.79	-2.19	-2.30
Durchschnittl. absolute Revision	1.20	1.79	2.19	2.31
<b>HP Prior-Verteilung</b>				
Durchschnittl. Revision	-1.26	-1.92	-2.37	-2.53
Durchschnittl. absolute Revision	1.26	1.92	2.37	2.53
<b>Italien</b>				
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.46	-0.62	-0.06	0.52
Durchschnittl. absolute Revision	0.63	0.84	1.07	1.25
<b>HP Prior-Verteilung</b>				
Durchschnittl. Revision	-2.05	-2.65	-2.48	-2.28
Durchschnittl. absolute Revision	2.05	2.65	2.65	2.63
<b>Spanien</b>				
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	0.32	0.39	-0.02	-0.30
Durchschnittl. absolute Revision	0.34	0.39	0.52	0.92
<b>HP Prior-Verteilung</b>				
Durchschnittl. Revision	0.09	0.12	-0.33	-0.65
Durchschnittl. absolute Revision	0.36	0.56	0.65	1.10
<b>Niederlande</b>				
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.67	-1.22	-1.24	-1.10
Durchschnittl. absolute Revision	0.69	1.22	1.34	1.35
<b>HP Prior-Verteilung</b>				
Durchschnittl. Revision	-1.12	-1.84	-2.03	-2.04
Durchschnittl. absolute Revision	1.14	1.84	2.15	2.24

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprognosen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz aus der Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015 (200.000 Repetitionen für die HP-Prior und 100.000 Repetitionen für den EU-Prior).

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*, eigene Berechnungen.

### 5.2.3 Berücksichtigung zusätzlicher Konjunkturindikatoren (Faktormodell)

Die Berücksichtigung zusätzlicher Konjunkturinformationen über den CUBS-Indikator hinaus könnte eine Verbesserung der Trend-Zyklus-Zerlegung bewirken, indem sie deren Revisionsanfälligkeit vermindert. Da eine große Zahl an möglicherweise zyklusrelevanten Indikatoren vorliegt, bietet sich ein Faktormodell zur Informationsextraktion an, das in der Literatur als sehr erfolgreich dokumentiert ist. So zeigen Aastveit und Trovik (2014) für die USA, dass der Einsatz eines dynamischen Faktormodells zu deutlich kleineren Revisionen der Outputlücke führt. Wir folgen diesem Ansatz und verwenden im Folgenden einen einfachen dynamischen Faktorschätzer für die fünf größten Länder der Währungsunion. Das Vorgehen ist dabei sehr einfach und dürfte in fast jeder statistischen Softwareumgebung

durchführbar sein. Die bayesianische Schätzung des EU-Verfahrens bleibt ansonsten unverändert, es wird lediglich der CUBS-Indikator durch den Faktor ersetzt.

Die Wahl der Indikatoren ist dabei von großer Bedeutung. Die Indikatoren sollten in einem stabilen Konjunkturzusammenhang stehen und möglichst über eine längere Zeit verfügbar sein. Bai und Ng (2008) zeigen, dass es nicht darauf ankommt, möglichst viele Indikatoren zu berücksichtigen, sondern möglichst gute zu selektieren. Carstensen et al. (2017) verwenden das Elastische Netz, ein aktuelles Verfahren der Statistik großer Datenmengen, um sechs Indikatoren auszuwählen, die der deutschen Konjunktur vorlaufen, und setzen diese im Rahmen eines Faktormodells erfolgreich zur konjunkturellen Wendepunktbestimmung ein.

Auch für die TFP-Zerlegung dürfte eine überschaubare Anzahl hochinformativer Indikatoren schon zu einer Verbesserung führen. Hierzu gehören zum einen die üblichen vor- und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren, die unterjährig verfügbar sind und dadurch möglicherweise frühzeitig Signale für kommende Schwankungen liefern. Beispiele hierfür sind die einschlägigen Stimmungsindikatoren, aber auch Auftragseingänge, Reihen der Industrieproduktion und Rohstoffpreise. Weitere Kandidaten ergeben sich insbesondere aus den Erfahrungen der Großen Rezession. So zeigen Borio et al. (2014) und Borio et al. (2017) für die USA, dass gerade für die Vorjahre der Finanzkrise unter Zuhilfenahme des Finanzzyklus in Echtzeit deutlich positive Produktionslücken mit geringer Revisionsanfälligkeit ausgewiesen werden können.

Im Folgenden untersuchen wir verschieden große Indikatorsätze. Unser Basisdatensatz ist für alle Länder prinzipiell identisch und enthält 19 Indikatoren. Dies sind vier Reihen der Industrieproduktion (insgesamt, verarbeitendes Gewerbe, Vorleistungsgüter, Investitionsgüter), drei von der EU-Kommission erhobene Reihen des Auftragseingangs (insgesamt, Vorleistungsgüter, Investitionsgüter)<sup>31</sup>, sieben von der EU-Kommission erhobene Stimmungsindikatoren (Beurteilung Auftragsbestand, Produktionserwartungen, Vertrauen gesamt, Vertrauen Industrie, Vertrauen Dienstleistungssektor, Vertrauen Baugewerbe, Vertrauen Konsumenten), die ebenfalls von der EU-Kommission erhobene Kapazitätsauslastung in der Industrie, ein Zinsspread (Rendite zehnjähriger Staatsanleihen versus Dreimonatszins auf dem Interbankenmarkt), zwei Aktienindizes (ein national bedeutsamer wie der DAX30 und der Eurostoxx 50<sup>32</sup>), sowie der in Abschnitt 4.3.3 vorgestellte Finanzzyklus. Eine ausführliche Auflistung aller Indikatoren sowie der jeweiligen Quellen findet sich im Appendix (Tabelle A-5.2-1 bis Tabelle A-5.2-5).

Der Basisdatensatz enthält die drei im Folgenden „CUBS-Variablen“ genannten Indikatoren Kapazitätsauslastung in der Industrie, Vertrauen im Dienstleistungssektor und Vertrauen im Baugewerbe, die als gewichtetes Mittel zum CUBS-Indikator zusammengefasst sind. Daher kann der Faktoransatz als Generalisierung des derzeitigen Verfahrens gesehen werden, das lediglich Informationen aus drei Indikatoren bündelt, während der Faktoransatz auf eine Informationsextraktion aus einer deutlich größeren Zahl von Indikatoren abzielt.

---

<sup>31</sup> Derzeit verwenden wir Reihen zur Beurteilung des Auftragseingangs, wie sie von der EU-Kommission mittels Befragungen erhoben werden. Denkbar ist, hier auch die „harten“ Indikatoren zu verwenden, die von den statistischen Ämtern erhoben werden.

<sup>32</sup> Für Frankreich verwenden wir derzeit lediglich den CAC40, da der Eurostoxx in ersten Analysen keinen Informationsvorteil mit sich brachte. Eine Erweiterung um den Eurostoxx erscheint aus Gründen der Homogenität jedoch sinnvoll.

In einer ersten Sensitivitätsanalyse werden die CUBS-Variablen weggelassen, um abzuschätzen, ob sie spezifische Konjunkturinformationen tragen, die den übrigen Indikatoren fehlen. Es verbleiben 16 Indikatoren, die wir als reduzierten Datensatz bezeichnen.

In einer zweiten Sensitivitätsanalyse wird der Basisdatensatz für Deutschland und Frankreich exemplarisch um zusätzliche, in der Literatur diskutierte Indikatoren erweitert, um zu untersuchen, ob er bereits eine hinreichend große Informationsmenge umfasst. Für Deutschland werden fünf der von Carstensen et al. (2017) spezifisch für Deutschland selektierten Variablen hinzugefügt. Für Frankreich übernehmen wir die Variablenselektion von Bessec (2013). Dort wird aus einem Pool von 30 Variablen in einem Verfahren ähnlich wie in Carstensen et al. (2017) eine Reihe von Indikatoren ausgewählt, die sich im Gleichlauf zur französischen Konjunktur befinden oder ihr vorlaufen. Da unser Basisdatensatz bereits einige dieser Indikatoren enthält – er wird also von Bessec (2013) teilweise bestätigt –, fügen wir ihm lediglich sieben weitere Indikatoren hinzu. Detailliertere Informationen zu diesem erweiterten Datensatz können ebenfalls dem Appendix entnommen werden (Tabelle A-5.2-1, Tabelle A-5.2-2).

Die Konstruktionsweise des Faktors ist für alle Länder identisch. Um eine störungsfreie Implementierung zu gewährleisten, sind wir um größtmögliche Einfachheit und Robustheit des Verfahrens bemüht. Daher nehmen wir eine exakte Faktorstruktur mit nur einem Faktor an, der einem autoregressiven Prozess der Ordnung 1 folgt:

$$\mathbf{i}_t = \mathbf{H} f_t + \mathbf{v}_t \quad (5.2-9)$$

$$f_t = b f_{t-1} + w_{t-1} \quad (5.2-10)$$

Dabei steht  $f_t$  für den Faktor zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\mathbf{i}_t$  ist der Vektor der Indikatoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\mathbf{v}_t$  und  $w_{t-1}$  sind unkorrelierte, normalverteilte Störgrößen,  $\mathbf{H}$  ist der Ladungsvektor und  $b$  der AR(1)-Parameter. Das Modell enthält somit eine Beobachtungsgleichung für jeden Indikator und eine Zustandsgleichung für den Faktor. Um das Modell zu schätzen, werden die monatlichen Indikatoren zunächst durch Mittelwertbildung auf Quartalsbasis überführt. Die Schätzung für die Herbstprojektion 2017 verwendet Beobachtungen des Zeitraums 1985Q2 bis 2017Q3. Allerdings fehlen für einzelne Indikatoren einige Beobachtungen am Stichprobenbeginn. Daher nutzen wir ein zweistufiges Schätzverfahren. Im ersten Schritt werden der Faktor und der Ladungsvektor per Maximum-Likelihood unter Verwendung eines Basiszeitraums geschätzt, für den die Daten aller Indikatoren standardisiert vorliegen. Bedingt auf die Faktorschätzung werden die übrigen Parameter des Modells (5.2-9) und (5.2-10) per Kleinstquadrateschätzung ebenfalls aus diesem Basiszeitraum geschätzt. Auf dieses vollständig geschätzte Modell wird der Kalman Filter angewandt, um die fehlenden Faktorwerte am Beginn des Beobachtungszeitraums als geglättete Werte zu generieren. Dabei verwendet der Kalman Filter für jeden Zeitpunkt außerhalb des Basiszeitraums nur diejenigen Beobachtungsgleichungen, für die Indikatoren vorliegen.

Somit ergibt sich ein durch den Kalman Filter geglätteter Faktor auf Quartalsbasis, der durch Mittelwertbildung auf Jahresbasis überführt wird, um den CUBS Indikator in der Beobachtungsgleichung des TFP Zyklus zu ersetzen. Da die Sensitivitätsanalyse in 2.3.3 gezeigt hat, dass das Verfahren sensitiv auf Änderungen im Apriori-Mittelwert der Zyklussensitivität  $\beta$  reagiert, soll dieser Wert dem Wert des bestehenden EU-Verfahrens entsprechen. Dies wird dadurch ermöglicht, dass die Varianz des Faktors in einem letzten Schritt auf die Varianz des CUBS-Indikators transformiert wird. Zudem wird der Wert des Faktors im Jahr der Herbstprojektion als Mittelwert der drei quartalsweisen Faktoren aus Quartal 1 bis Quartal 3 gebildet, da noch keine Werte für Quartal 4 vorliegen. (Das bestehende EU-Verfahren verfährt identisch mit der Bildung des Jahreswertes des CUBS-Indikators.)

In Abbildung 5.2-3 werden die im Herbst 2017 erzeugten Zyklen des bestehenden EU-Verfahrens mit den entsprechenden Zyklen des Faktoransatzes mit Basisdatensatz, reduziertem Datensatz und gegebenenfalls erweitertem Datensatz gegenübergestellt. Es ist erkennbar, dass der Faktoransatz unter Verwendung der unterschiedlichen Datensätze nahezu identische Zyklen erzeugt. Zum bestehenden Verfahren mit CUBS-Indikator ergeben sich für Deutschland und Frankreich lediglich geringe Differenzen. Für die übrigen Länder sind zeitweise deutlichere Differenzen erkennbar. So weist der Faktoransatz merklich weniger negative Zyklen nach 2009 aus.

Im nächsten Schritt vergleichen wir das Konvergenzverhalten des aktuellen EU-Verfahrens, das den CUBS-Indikator verwendet, und der EU-Verfahren, in die Faktoren aus den verschiedenen Datensätzen einfließen. Zu diesem Zweck werden die Schätzverfahren auf die Datenstände der Herbstprojektionen 2005 bis 2017 angewandt. Wie schon in Abschnitt 5.2.2 dargestellt, konvergiert das aktuelle EU-Verfahren in den meisten Fällen. Die Konvergenzergebnisse des EU-Verfahrens unter Verwendung des aus dem Basisdatensatz extrahierten Faktors sind nahezu identisch, vgl. Tabelle 5.2-8.<sup>33</sup>

**Tabelle 5.2-8:**  
**Konvergenz des Faktoransatzes mit Basisdatensatz in den Projektionen 2005-2017 im Vergleich zum EU-Verfahren**

	Deutschland		Frankreich		Italien		Spanien		Niederlande	
	Faktor	EU	Faktor	EU	Faktor	EU	Faktor	EU	Faktor	EU
2005	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2006	x	x	x	x	x	x	x	x		x
2007	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2008	x	x			x	x	x	x	x	x
2009	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2010	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2011	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2012	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
2013	x	x	x	x	x	x			x	x
2014	x		x	x	x	x	x	x		
2015	x	x	x	x	x	x	x	x		x
2016			x	x	x		x	x	x	x
2017	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

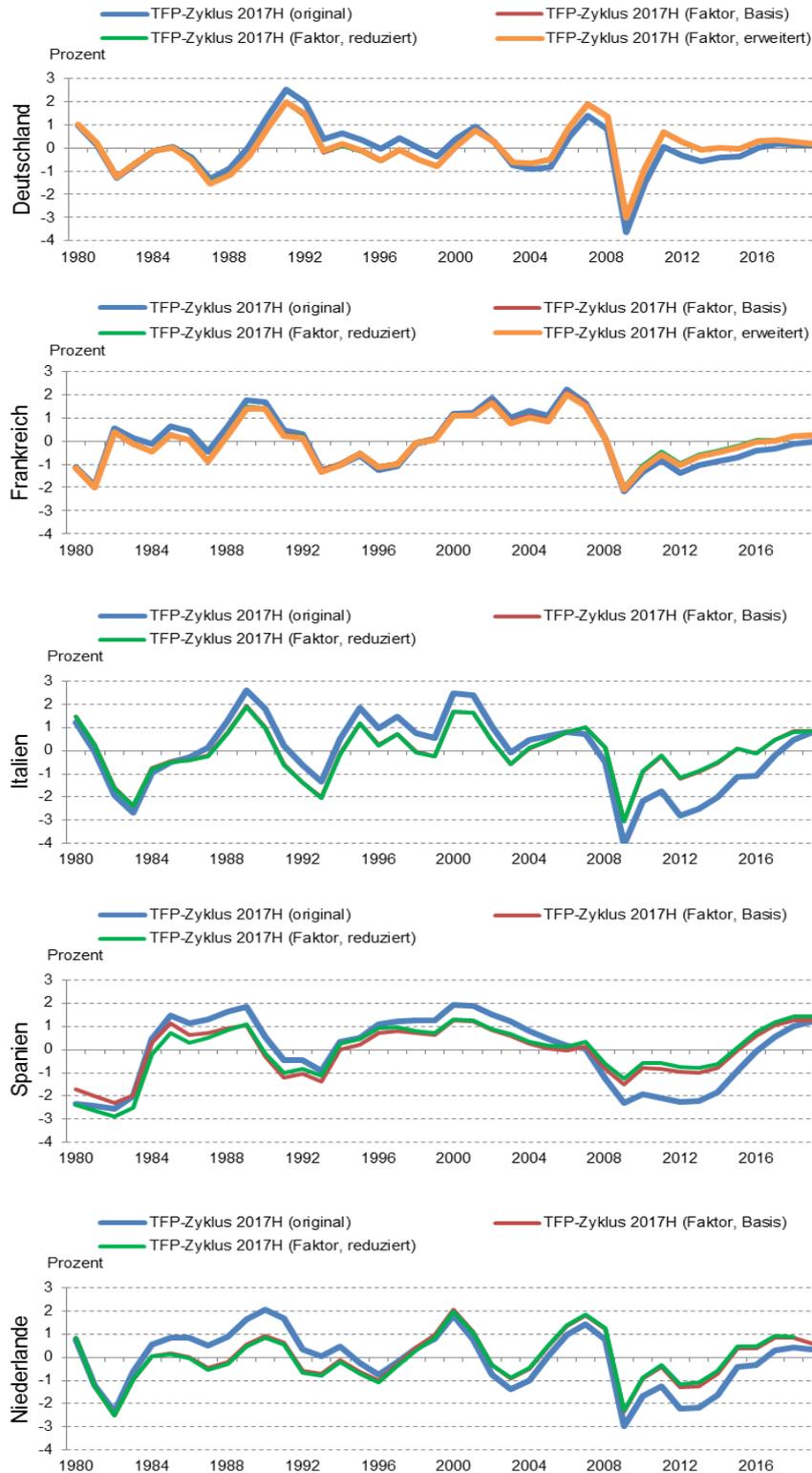
x: Konvergenz nach 100.000 Repetitionen.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Abschließend ermitteln wir die Echtzeit-Zyklusrevisionen der Faktoransätze durch Gegenüberstellung der in den Herbstprojektionen 2005 bis 2015 erzeugten Schätzungen mit dem in 2017 als „final“ angenommenen Zyklus. Wie in Abschnitt 5.2.1 bereits erwähnt, liegt der CUBS-Indikator für Projektionen vor 2009 lediglich in Pseudo-Echtzeit vor. Der Faktoransatz verwendet einen Faktor, der in jeder Projektion neu gebildet wird. Für alle Projektionen kann dies lediglich in Pseudo-Echtzeit erfolgen, da nicht für alle Indikatoren Echtzeit-Daten verfügbar sind. Die Revisionsanfälligkeit wird anhand der durchschnittlichen absoluten Revision der jeweiligen Methode in Prozentpunkten gemessen. Zusätzlich sind die durchschnittlichen Revisionen angegeben, die eine mögliche Verzerrung der Zyklusschätzungen messen. Berücksichtigt werden die jeweils letzten vier Jahre t-1 bis t+2.

<sup>33</sup> Das Konvergenzverhalten des EU-Verfahrens unter Verwendung eines Faktors aus dem reduzierten bzw. erweiterten Datensatz ist fast identisch zu dem in Tabelle 5.2-7 dargestellten Konvergenzverhalten des EU-Verfahrens unter Verwendung des aus dem Basisdatensatz extrahierten Faktors und wird daher nicht gesondert ausgewiesen.

**Abbildung 5.2-3:**  
TFP-Zyklus der Projektion Herbst 2017 auf Basis des EU-Verfahrens und des Faktoransatzes



TFP Zyklus der Herbstprojektion 2017 auf Basis des EU-Verfahrens („original“) und des Faktoransatzes. Faktoransatz: Verwendung unterschiedlicher Datensätze (Basis, reduziert, erweitert).

Quelle: CIRCABC; eigene Berechnungen.

Für Deutschland ergeben sich für alle betrachteten Faktoransätze Reduktionen der absoluten durchschnittlichen Revisionen um 10 bis 20 Prozent zum bestehenden EU-Verfahren (Tabelle 5.2-9). Weder das Weglassen der CUBS-Variablen aus dem Basisdatensatz noch die Verwendung des erweiterten Datensatzes führt zu einer mehr als marginalen Änderung. Für Frankreich sind die Schlussfolgerungen ähnlich, die Reduktionen der absoluten Revisionen sind jedoch höher und betragen für alle Faktoransätze etwa 10 bis 25 Prozent im Vergleich zum bestehenden Verfahren (Tabelle 5.2-10). Es lässt sich zunächst festhalten, dass eine Erweiterung des Basisdatensatzes zu keiner Verringerung der Revisionsanfälligkeit führt. Daraus kann geschlossen werden, dass der Basisdatensatz ein ausreichend präzises Konjunkturbild vermittelt.

**Tabelle 5.2-9:**  
**Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Deutschland**

	t-1	t	t+1	t+2
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.33	-0.68	-0.83	-0.71
Durchschnittl. absolute Revision	0.39	0.77	1.27	1.25
<b>Faktoransatz (reduzierter Datensatz exkl. CUBS-Variablen)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.19	-0.52	-0.65	-0.51
Durchschnittl. absolute Revision	0.34	0.61	1.12	1.09
<b>Faktoransatz (Basisdatensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.20	-0.53	-0.66	-0.51
Durchschnittl. absolute Revision	0.34	0.61	1.13	1.09
<b>Faktoransatz (erweiterter Datensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.22	-0.55	-0.68	-0.54
Durchschnittl. absolute Revision	0.35	0.62	1.17	1.11

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprognosen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz der Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015 (100.000 Repetitionen).

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

**Tabelle 5.2-10:**  
**Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Frankreich**

	t-1	t	t+1	t+2
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-1.20	-1.79	-2.19	-2.30
Durchschnittl. absolute Revision	1.20	1.79	2.19	2.31
<b>Faktoransatz (reduzierter Datensatz exkl. CUBS-Variablen)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.89	-1.47	-1.85	-1.95
Durchschnittl. absolute Revision	0.93	1.47	1.85	1.95
<b>Faktoransatz (Basisdatensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.94	-1.52	-1.90	-2.00
Durchschnittl. absolute Revision	0.98	1.52	1.90	2.00
<b>Faktoransatz (erweiterter Datensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	-1.01	-1.59	-1.98	-2.09
Durchschnittl. absolute Revision	1.04	1.59	1.98	2.09

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprognosen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz der Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015 (100.000 Repetitionen).

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

Für Italien ergeben sich für beide Faktoransätze – mit und ohne CUBS-Variablen – gegenüber dem bestehenden EU-Verfahren Reduktionen der absoluten Zyklusrevisionen zwischen 20 und 35 Prozent (Tabelle 5.2-11). Vor allem für die Horizonte t-1 und t sind die Verbesserungen deutlich, das Herauslassen der CUBS-Variablen aus dem Basisdatensatz hat keine wesentlichen Auswirkungen. Auch

für Spanien führt die Verwendung des Faktoransatzes mit dem Basisdatensatz zu einer klaren Verbesserung gegenüber dem bestehenden EU-Verfahren, insbesondere für die Horizonte t+1 und t+2, bei denen sich die absoluten Zyklusrevisionen um etwa 20 bis 40 Prozent verringern (Tabelle 5.2-12). Werden die CUBS-Variablen jedoch weggelassen, verschlechtert sich das Faktormodell deutlich. Die CUBS-Variablen sind demnach essentiell, um für Spanien über alle Horizonte einen weniger revisionsanfälligen TFP-Zyklus als bei dem bestehenden EU-Verfahren zu erhalten. Für die Niederlande führen die Faktoransätze über alle Horizonte hinweg insgesamt zu keiner Verringerung der absoluten Revisionen (Tabelle 5.2-13).

**Tabelle 5.2-11:**  
**Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Italien**

	t-1	t	t+1	t+2
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.46	-0.62	-0.06	0.52
Durchschnittl. absolute Revision	0.63	0.84	1.07	1.25
<b>Faktoransatz (reduzierter Datensatz exkl. CUBS-Variablen)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.36	-0.61	-0.12	0.42
Durchschnittl. absolute Revision	0.40	0.62	0.84	1.01
<b>Faktoransatz (Basisdatensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.37	-0.62	-0.12	0.42
Durchschnittl. absolute Revision	0.42	0.63	0.86	1.02

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprognosen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz der Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015 (100.000 Repetitionen).

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

**Tabelle 5.2-12:**  
**Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Spanien**

	t-1	t	t+1	t+2
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	0.32	0.39	-0.02	-0.30
Durchschnittl. absolute Revision	0.34	0.39	0.52	0.92
<b>Faktoransatz (reduzierter Datensatz exkl. CUBS-Variablen)</b>				
Durchschnittl. Revision	0.49	0.50	0.03	-0.28
Durchschnittl. absolute Revision	0.50	0.52	0.40	0.61
<b>Faktoransatz (Basisdatensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	0.31	0.34	-0.10	-0.38
Durchschnittl. absolute Revision	0.33	0.35	0.37	0.53

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprognosen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz der Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015 (100.000 Repetitionen).

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse der vergleichenden Revisionsanalyse zeigen, dass für alle betrachteten Länder bis auf die Niederlande der Faktoransatz zu merklich geringeren mittleren absoluten Revisionen für alle Jahre t-1 bis t+2 führt. Werden die CUBS-Variablen aus dem Basisdatensatz weggelassen, führt dies lediglich für Spanien zu einer Verschlechterung, die dort jedoch deutlich ausfällt. Die für Deutschland oder Frankreich betrachteten erweiterten Variablensets senken die Revisionen im Vergleich zum Basisansatz nicht.

Basierend auf diesen Resultaten ist der Faktoransatz mit einheitlichem Basisdatensatz für alle Länder – also unter Einbeziehung der CUBS-Variablen – klar zu präferieren. Er kann als eine einfache, über alle Länder hinweg homogene Erweiterung des bestehenden EU-Verfahrens interpretiert werden. Das

Zyklusmodell und die bayesianische Schätzmethodik bleiben dabei erhalten. Es wird lediglich der CUBS-Indikator durch den Faktor eines einfachen statischen Faktormodells ersetzt. Wird der Datensatz fixiert, eröffnet sich auch kein Spielraum, den TFP-Zyklus einzelner Länder durch Hinzunahme länderspezifischer zusätzlicher Variablen diskretionär zu „tunen“. Es ist – wie bei allen analogen Analysen dieses Gutachtens – jedoch zu bedenken, dass diese Schlussfolgerungen auf Resultaten beruhen, die aus der geringen Zahl von 11 Herbstprojektionen abgeleitet wurden. Aufgrund der begrenzten Verfügbarkeit der entsprechenden Echtzeit-Daten von TFP und CUBS-Indikator sowie der kurzen Zeitreihendimension sind umfassendere Analysen derzeit nicht möglich. Zudem ist einschränkend hinzuzufügen, dass die Literatur eine große Zahl von Varianten der Faktorschätzung unterschiedlicher Komplexitätsstufen und von Methoden der effizienten Auswahl von Indikatorvariablen für die Faktoranalyse bereithält. Wir haben uns bewusst für einen einfachen Ansatz entschieden, der im politischen Raum gut zu kommunizieren sein dürfte. Eine umfassende, vergleichende Analyse all dieser Varianten übersteigt zudem den Rahmen dieses Gutachtens.<sup>34</sup>

**Tabelle 5.2-13:**  
**Durchschnittliche Revisionen im TFP Zyklus nach Prognosehorizonten: Niederlande**

	t-1	t	t+1	t+2
<b>EU-Verfahren</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.67	-1.22	-1.24	-1.10
Durchschnittl. absolute Revision	0.69	1.22	1.34	1.35
<b>Faktoransatz (reduzierter Datensatz exkl. CUBS-Variablen)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.62	-1.19	-1.24	-1.11
Durchschnittl. absolute Revision	0.66	1.19	1.42	1.34
<b>Faktoransatz (Basisdatensatz)</b>				
Durchschnittl. Revision	-0.60	-1.17	-1.23	-1.11
Durchschnittl. absolute Revision	0.63	1.17	1.43	1.38

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprognosen der EU-Kommission. Revisionen berechnet als Differenz der Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015 (100.000 Repetitionen).

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; eigene Berechnungen.

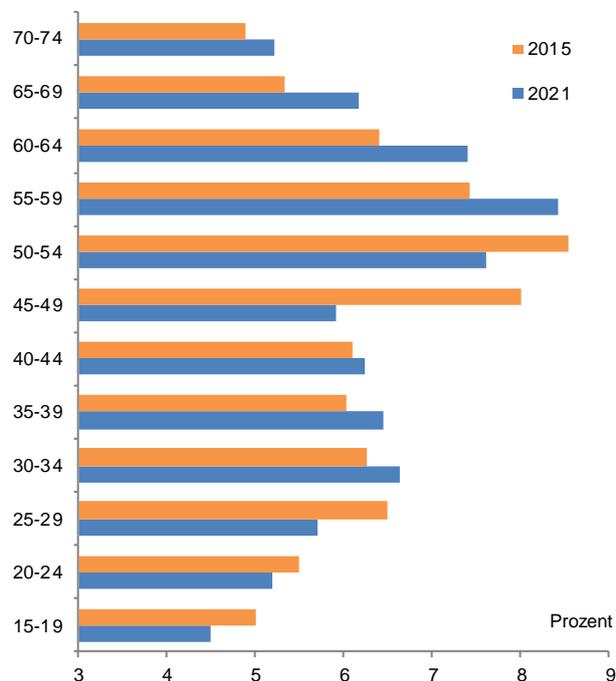
### 5.3 Verbesserungen bei der Fortschreibung der Partizipationsquote

Die Methode der Europäischen Kommission betrachtet nur die Gesamtpartizipationsquote für die 15-74 Jährigen und schreibt diese für die mittlere Frist auf Basis eines univariaten Zeitreihenmodells fort. Bei diesem Vorgehen werden keinerlei Informationen über die zukünftige Altersstruktur berücksichtigt. Ändern sich im Projektionszeitraum die Anteile der einzelnen Alterskohorten deutlich, so führt dies zu einer Fehleinschätzung der zukünftigen Entwicklung der Partizipationsquote.

In den kommenden Jahren werden insbesondere in Deutschland ältere Bevölkerungskohorten (55–74-Jährige) einen immer größeren Anteil an der Bevölkerung ausmachen (Abbildung 5.3-1). Deren Partizipationsquote dürfte zwar wie in der Vergangenheit weiterhin steigen, aber dennoch ein deutlich niedrigeres Niveau aufweisen als jene der Bevölkerungskohorten mittleren Alters (30–54-Jährige). Dadurch, dass Kohorten mit unterdurchschnittlicher Erwerbsbeteiligung im Projektionszeitraum an Gewicht gewinnen, dürfte die von der Europäischen Kommission vorgenommene Fortschreibung der Partizipationsquote die zukünftige Entwicklung folglich überschätzen.

<sup>34</sup> Zwei der an diesem Gutachten beteiligten Autoren planen allerdings, diesen Fragen im Rahmen eines Forschungspapieres systematisch nachzugehen. Möglicherweise können erste Ergebnisse bereits während des geplanten Workshops im November 2018 vorgestellt werden.

**Abbildung 5.3-1:  
Entwicklung der Anteile der Alterskohorten: Deutschland**



Anteile der jeweiligen Alterskohorten an der Gesamtbevölkerung in Prozent.

Quelle: Statistisches Bundesamt, 13. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung.

Für die Projektion der Partizipationsquote ist daher ein sogenanntes Alterskohortenmodell eine sinnvolle Reformoption, um demografischen Veränderungen besser Rechnung zu tragen und zukünftig den Revisionsbedarf bei der Potenzialschätzung zu verringern. Bei einem Alterskohortenmodell werden die altersspezifischen (und gegebenenfalls auch geschlechtsspezifischen) Partizipationsquoten von beispielsweise Fünf-Jahres-Kohorten auf Basis von univariaten Zeitreihenmodellen separat fortgeschrieben. Diese spezifischen Partizipationsquoten werden anschließend mit den jeweiligen Bevölkerungsanteilen gewichtet aggregiert. Für eine detaillierte Beschreibung des Verfahrens und Ergebnisse für Deutschland verweisen wir auf Boysen-Hogrefe et al. (2017) und Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2017). Wie erwartet zeigt sich, dass die so ermittelte Gesamtpartizipationsquote aufgrund des Kompositionseffekts in den kommenden Jahren merklich langsamer steigt. Somit ergibt sich auch ein etwas niedrigeres Potenzialwachstum als bei der aktuellen Methode der Europäischen Kommission.

Da sich die Auswirkungen der demografischen Entwicklung für Deutschland erst in den kommenden Jahren besonders bemerkbar machen werden, wird an dieser Stelle auf eine Revisionsanalyse verzichtet. Für die Projektion der mittelfristigen Entwicklung am aktuellen Rand dürfte aber die Berücksichtigung demografischer Veränderungen eine wichtige Rolle spielen.

**Kasten 2:****Zu möglichen weitergehenden Modifikationen der Potenzialschätzung, insbesondere in Bezug auf den Kapitalstock**

Die Potenzialschätzung basiert auf der vereinfachenden Annahme eines homogenen Human- und Sachkapitalstocks. Dies impliziert entweder, dass mit dem Produktionspotenzial jeder beliebige Verwendungsvektor bedient werden kann oder dass bei den in der Vergangenheit vorgenommenen Qualifikations- und Investitionsentscheidungen die zukünftige Verwendungsstruktur korrekt antizipiert wurde. Während solche Annahmen bei einem normalen Konjunkturverlauf keine allzu großen Unstimmigkeiten hervorrufen dürften, erweisen sie sich in Zeiten gravierender Krisen, durch die sich die bisherige Wirtschaftsstruktur als nicht nachhaltig herausstellt, als problematisch. Letztlich sind Finanzkrisen dadurch gekennzeichnet, dass ein erheblicher Teil des realwirtschaftlichen Kapitalstocks eines Landes die Renditen nicht erwirtschaften kann, die den finanzwirtschaftlichen Zahlungsansprüchen zugrunde liegen, die ursprünglich zu seiner Finanzierung verbrieft wurden. Von daher lässt sich eine Finanzkrise als Reflex einer güterwirtschaftlichen Kapitalstockverzerrung auffassen, die eine Korrektur der Vermögenspositionen erforderlich macht. Während dies im Finanzsektor typischerweise durch Defaults und Haircuts erfolgt, kommt es in den Sachkapitalstockgrößen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen, die Anschaffungs- oder Wiederbeschaffungspreise der Kapitalgüter zugrunde legen, zu keiner entsprechenden Wertberichtigung. Der im physischen Sinne „reale“ Kapitalstock besteht zwar unabhängig von einer Finanzkrise zunächst fort. Jedoch ändert sich sein ökonomischer Charakter in dem Maße, wie die durch ihn ermöglichten Produktionskapazitäten nunmehr als nicht mehr marktfähig gelten müssen. Dieser Teil des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotenzials wäre dann nicht unterausgelastet, sondern obsolet. Dies ist im Hinblick auf die ökonomische Interpretation des Potenzials – etwa für Konjunkturprogramme oder Schuldentragfähigkeitsanalysen – von gravierender Bedeutung.

Eine über den Rahmen dieses Gutachtens hinausgehende grundsätzliche Modifikation des Verfahrens zur Potenzialschätzung könnte an finanzwirtschaftlichen Indikatoren ansetzen, um sich einen möglicherweise bestehenden realwirtschaftlichen Korrekturbedarf anzunähern. So bietet es sich z.B. an, den ausgewiesenen Sachkapitalstock der Wirtschaftsbereiche anhand der Marktkapitalisierung der in den jeweiligen Branchen tätigen börsennotierten Unternehmen hinsichtlich ihrer Marktfähigkeit zu prüfen und dann die korrigierten Anlagevermögenswerte der Wirtschaftsbereiche zum gesamtwirtschaftlichen Kapitalstock zu aggregieren. Branchenbezogene Kreditausfallraten wären ein weiterer Indikator. In beiden Fällen wären zunächst Schwankungskorridore zu bestimmen, die den typischen Konjunkturverlauf abbilden, um dann in einem zweiten Schritt darüber hinausgehende Veränderungen als potenzialrelevante Umbewertungen zu identifizieren.

Auch wenn der Faktor Arbeit grundsätzlich weniger verwendungsspezifisch ist als der Sachkapitalbestand, so können sich auch hinsichtlich des Humankapitalbestandes erhebliche Diskrepanzen zwischen den vorhandenen und den am Markt nachgefragten Qualifikationen ergeben, die ebenfalls im Zuge von gravierenden Wirtschaftskrisen offen zu Tage treten. So führt etwa ein länger währender Immobilienboom typischerweise dazu, dass sich die Bauwirtschaft ausdehnt, in deren Folge sich auch die Erwerbstätigen vermehrt für die dort nachgefragten Qualifikationen ausbilden lassen. Kommt es dann zu einer Korrektur der im bauwirtschaftlichen Boom erfolgten Übertreibungen, dann fallen auch die dort Beschäftigten – unabhängig von ihrer formalen Qualifikation – auf ihre nächst beste Verwendung zurück, in der die Produktivität deutlich geringer ausfallen dürfte. Grundsätzlich könnte die Qualifikationsstruktur der

Arbeitslosen Auskunft darüber geben, ob bestimmte Qualifikationen überproportional betroffen sind, um auf diese Weise potenzialrelevante Strukturverschiebungen zu identifizieren. Auch hier wären Schwankungskorridore zu bestimmen, die den normalen Konjunkturverlauf von gravierenden Strukturverschiebungen trennen. Allerdings dürften die hohen Datenanforderungen diesem Vorhaben enge Grenzen setzen.

Unabhängig von der für die Krisenbereinigung denkbaren Bewertungskorrekturen wäre es wünschenswert – und im Rahmen des Verfahrens leichter integrierbar –, Kapitaldienste anstelle des Kapitalstocks zu betrachten (Ademmer et al. 2017, Abschnitt 2.4; Beffy et al. 2006). Dies würde Änderungen der Zusammensetzung des Kapitalstocks hinsichtlich der Kapitalbindungsdauer frühzeitiger Rechnung tragen. Dies ist bedeutsam, weil mit zunehmender Nutzungsdauer ein immer kleinerer Teil des Kapitalguts als Leistung in den Produktionsprozess eingeht. Ändert sich die Struktur der Kapitalbindung, so ändert sich auch potenzialwirksam die Kapitalproduktivität. Allerdings sind Kapitaldienstdaten nicht Teil des regelmäßigen Lieferprogramms der amtlichen Statistik, weshalb diesem Ansatz – insbesondere unter Berücksichtigung der EU-weiten Vergleichbarkeit – erhebliche Datenprobleme im Wege stehen.

Ersatzweise könnte durch Disaggregation des Kapitalstocks nach Bindungsdauer eine erste Annäherung an die Kapitaldienstrechnung erfolgen. Ein bedeutender und mit Abstand am längsten gebundener Teil des gesamtwirtschaftlichen Sachkapitals stellt der Wohnungsbestand dar. Dementsprechend unterscheiden D’Auria et al. (2010: Section 4) zwischen einem Kapitalstock ohne Wohngebäude und einem Wohnkapitalstock. Der Wohnkapitalstock geht in ihrer Analyse multipliziert mit einem fixen Parameter  $\gamma$ , der das durchschnittlich niedrigere Effizienzniveau berücksichtigt soll, in die Produktionsfunktion ein:  $K^{0,35} = (K_t^{NH} + \gamma K_t^H)^{0,35}$ . Analog wird eine solche Unterscheidung auch für die Investitionen vorgenommen. Für  $\gamma$  ermitteln D’Auria et al. (2010) einen Wert von 0,3, wodurch sich die längere Kapitalbindung im Wohnungsbestand in einer entsprechend geringeren Gewichtung im gesamtwirtschaftlichen Kapitalstock niederschlägt, der für die Schätzung des Potenzials einer Produktionsperiode Verwendung findet. Allerdings finden die Autoren einen vergleichsweise geringen Effekt dieser Disaggregation auf Potenzialrate und Produktionslücke, selbst für Länder wie z.B. Spanien, was angesichts der dortigen Übertreibungen im Immobiliensektor überrascht.

Neben der langen Bindung des Sachkapitals im Wohngebäudebestand zeichnet sich der entsprechende Wirtschaftsbereich auch dadurch aus, dass dort zu einem hohen Maße – je nach Eigentümerquote – unterstellte Mietzahlungen betrachtet werden müssen, da keine Markttransaktionen beobachtet werden können. Ein ähnliches Problem besteht bei weiten Teilen der Produktion im Staatssektor. Es wäre daher zu überlegen, neben dem Gesamtpotenzial auch ein Produktionspotenzial des „Marktsektors“ zu bestimmen, bei dem die gesamtwirtschaftliche Wertschöpfung ohne den Beitrag der Wohnungswirtschaft und des Staates bestimmt wird. Dementsprechend wäre auf der Inputseite das Erwerbspersonenpotenzial abzüglich der Erwerbstätigen in beiden Wirtschaftsbereichen und der Sachkapitalstock ohne den privaten Wohnungsbestand und den staatlichen Gebäudebestand (Wohn- und Verwaltungsgebäude) anzusetzen. Auf diese Weise könnten für die konjunkturelle Einschätzung u. U. besser geeignete Werte für Potenzial und Produktionslücke bestimmt werden, die in höherem Maße auf tatsächlich beobachteten Markttransaktionen des privaten Sektors beruhen.

## 5.4 Fazit

Die NAWRU wird von der Europäischen Kommission anhand einer bounded Maximum-Likelihood-Schätzung ermittelt. Die Varianzbegrenzungen sind dabei zur Regularisierung der Schätzung nötig. Diese sind aber ad hoc, die Regularisierung des Schätzproblems entstammt somit keinem transparenten Kalkül (vgl. Abschnitt 2.2.2). Beim HP-Filter sowie beim multivariaten HP-Filter erfolgt die Regularisierung hingegen durch die Fixierung des Varianzverhältnisses zwischen Zyklus und Trendinnovationen. Ein möglicher Verbesserungsvorschlag ist daher, die Regularisierung bei der NAWRU-Schätzung (und auch bei der Schätzung des TFP-Trends) am HP-Filter zu orientieren. Im Falle der NAWRU analysieren wir eine sogenannte penalized Maximum-Likelihood-Schätzung, bei der neben der Likelihood des Modells die Abweichung vom HP-Filter-Ergebnis in das Schätzkalkül eingeht. Die Gewichtung der beiden Teile erfolgt pro Periode anhand der Revisionsintensität des HP-Filters; das Gewicht der Likelihood ist somit am aktuellen Rand höher. Außerdem wird die Gewichtung global gesteuert. Das resultierende Schätzverfahren ist für hinreichend hohe globale Gewichte auf dem HP-Teil robust und konvergiert zuverlässig für verschiedene Datenstände, ohne dass Parameterräume zusätzlich ad hoc eingeschränkt werden müssten. Die Revisionsintensität dieser Methode ist vergleichbar mit den historischen Revisionen der Europäischen Kommission, gegenüber dem HP-Filter selbst gibt es leichte Vorteile. Für Deutschland sind die Ergebnisse mit Datenstand Herbst 2017 auch sehr ähnlich zur geltenden Methode, für Italien zeigen sich allerdings merkliche Abweichungen.

Das derzeitige Anker Verfahren bei der Bestimmung der NAWRU wird von uns kritisch betrachtet, da insbesondere die Konvergenzannahmen nicht von den Daten gestützt werden (vgl. Abschnitt 2.2.3). Dies bedeutet jedoch nicht, dass Informationen über strukturelle Reformen im Verfahren nicht mehr abgebildet werden können oder sollten. Wir schlagen eine alternative Vorgehensweise vor, strukturelle Größen in die NAWRU-Schätzung einzubinden. Dabei werden zunächst die Erwerbslosenzahlen um eine strukturelle Größe bereinigt, die um die null schwankt und von den von der Kommission ausgewählten Strukturvariablen abhängt. Anschließend wird diese Größe der NAWRU zugeschlagen. Die Frage, wie schnell sich Strukturreformen in der NAWRU niederschlagen sollten, ist aber noch nicht hinreichend geklärt. Hier besteht weiterer Forschungsbedarf.

Während bei der Schätzung des TFP-Trends der sogenannte CUBS-Indikator als zusätzliche Beobachtungsgleichung herangezogen wird, um eine bessere und revisionsunanfälligere Abschätzung des entsprechenden Zyklus zu erlangen, nimmt bei der NAWRU die Phillips-Kurve diesen Platz ein. Allerdings ist die Phillips-Kurve immer wieder Gegenstand der Debatte, inwieweit diese geeignet ist, Arbeitsmarktzyklen abzubilden bzw. ob die entsprechenden Zusammenhänge hinreichend stabil über die Zeit sind. Die Tatsache, dass die Revisionsergebnisse des HP-Filters in vielen Fällen ähnlich ausfallen wie die der auf der Phillips-Kurve basierenden NAWRU-Schätzung, deutet an, dass der Phillips-Kurvenzusammenhang wenig zu einer robusteren Abschätzung des Arbeitsmarktzyklus beiträgt. Vor diesem Hintergrund versuchen wir eine zusätzliche Beobachtungsgleichung mit einem umfragebasierten Arbeitsmarktindikator in das entsprechende Zustandsraummodell zu integrieren. Wir wählen einen Indikator, der anzeigt, inwieweit das Arbeitskräfteangebot die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe begrenzt. Durch die zusätzliche Beobachtungsgleichung wird das Modell allerdings schwieriger zu schätzen. Sowohl die bounded Maximum-Likelihood-Schätzung mit den aktuellen Varianzbegrenzungen der Europäischen Kommission als auch die penalized Maximum-Likelihood-Schätzung weisen im Falle Deutschlands und Italiens erhebliche Konvergenzprobleme auf. Daher modifizieren wir das Modell und testen einen multivariaten HP-Filter. Die Ergebnisse sind am aktuellen Rand für Deutschland und Italien durchaus plausibel. Eine Revisionsanalyse zeigt jedoch,

dass das Ziel einer Verringerung der Revisionen zumindest mit dem multivariaten HP-Filter nicht erreicht wird.

Die TFP wird von der Europäischen Kommission mit Hilfe einer bayesianischen Schätzung ermittelt, die von Setzungen im Rahmen von Apriori-Verteilungen der Modellparameter abhängt. Ähnlich wie bei der NAWRU-Schätzung erscheinen viele der zugrundeliegenden Annahmen ad hoc (vgl. Abschnitt 2.3.3). Der HP-Filter stellt zwar eine einfache und transparente Alternative dar und weist einige wünschenswerte Eigenschaften auf, scheidet aufgrund seines bekannten Endpunktproblems aber wohl aus. Daher haben wir drei Varianten des bayesianischen Schätzmodells untersucht, die alle den Vorzug des bestehenden Verfahrens beibehalten, einen zusätzlichen zyklischen Indikator zu integrieren.

Die erste Modellvariante „vermählt“ das EU-Verfahren mit dem HP-Filter. Sie erweitert die Verlustfunktion des derzeitigen Verfahrens um einen Term, der die Abweichung des geschätzten Zyklus vom HP-Zyklus bestraft. Der Bestrafungsterm geht dabei zu jedem Zeitpunkt mit umso stärkerem Gewicht ein, je zuverlässiger der HP-Filter funktioniert. Dadurch wird letztlich erreicht, dass der so modifizierte Zyklus nur am aktuellen Rand vom HP-Zyklus abweicht, da die zusätzliche Information des zyklischen Indikators hier besonders relevant wird. Dieser Ansatz könnte die Kommunizierbarkeit der Ergebnisse erhöhen, da wirtschaftspolitisch Interessierte zumindest die Historie von Trend und Zyklus mit wenig Aufwand näherungsweise nachvollziehen können, indem sie den HP-Filter verwenden, der mit fast jedem einschlägigen Softwarepaket berechnet werden kann. Zudem ist er nicht revisionsanfälliger als das derzeitige Verfahren. Nachteilig erscheint allerdings die noch weiter erhöhte Komplexität des Verfahrens, denn die bayesianische Schätzung wird um einen weiteren Schritt ergänzt und ist für die Zyklusschätzung am aktuellen Rand nach wie vor maßgeblich.

Die zweite Modellvariante nimmt das Problem der mangelnden Begründung für die derzeit verwendeten Apriori-Verteilungen zum Anlass, einen alternativen Prior zu verwenden, der sich stark am HP-Filter orientiert. Dadurch wird der HP-Filter in gewisser Weise als Benchmark verwendet; Abweichungen davon ergeben sich datengetrieben. Der große Vorteil dieses Ansatzes besteht in einer „Objektivierung“ des Priors, die insbesondere dabei helfen kann, im politischen Prozess an die Kommission herangetragene Änderungswünsche abzuwehren, die zum Ziel haben, politisch genehmere Ergebnisse zu erzeugen. Dem steht jedoch ein gewichtiger Nachteil gegenüber. Da die Verwendung des HP-Priors weniger restriktiv auf die Daten einwirkt als der derzeitige Prior, kommt es immer dann zu Schwierigkeiten wenn die Daten wenig informativ sind. Dies ist aber leider der Fall. Als Folge treten zum einen Konvergenzprobleme auf, zum anderen sind die Schätzvarianz und nachfolgend der Revisionsbedarf groß. Aus unserer Sicht scheidet die zweite Modellvariante daher als empfehlenswerte Alternative zum derzeitigen Verfahren aus.

Die dritte Modellvariante zielt darauf ab, die derzeit durch den CUBS-Indikator integrierte Zyklusinformation zu verbessern. Zu diesem Zweck wird aus einer überschaubaren Menge von 19 Konjunkturindikatoren die erste Hauptkomponente extrahiert. Sie ersetzt als Konjunkturfaktor in der Beobachtungsgleichung des TFP-Modells den CUBS-Indikator. Es zeigt sich, dass diese Änderung zu deutlich stabileren Zyklusschätzungen führt – der Revisionsbedarf geht teilweise deutlich zurück. Da für alle Länder ein einheitlicher Variablensatz definiert wird, wird der Manipulierbarkeit der Ergebnisse durch Veränderungen im Indikatorsatz vorgebeugt. Zudem sind Faktoransätze heutzutage über die Fachöffentlichkeit hinaus bekannt, so dass Vorbehalte aus dem politischen Raum begrenzt sein dürften. Nachteilig erscheint lediglich die um einen – allerdings sehr transparenten – Schritt erhöhte Komplexität des Verfahrens. Daher empfehlen wir diese Modellvariante mit Nachdruck.

## 6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Schätzungen des Produktionspotenzials und der Produktionslücke einer Volkswirtschaft sind von großer Bedeutung für die Wirtschaftspolitik, allerdings gerade am jeweils aktuellen Rand mit großer Unsicherheit behaftet. Das vorliegende Forschungsgutachten bietet eine umfangreiche Analyse der Schätzungen des Produktionspotenzials und der Produktionslücke basierend auf dem Verfahren der Europäischen Kommission, das im Rahmen der finanzpolitischen Überwachung in der EU für alle Mitgliedstaaten verbindlich vorgegeben ist.

Die Ergebnisse der Analyse zeigen, dass die Echtzeitschätzungen der Potenzialraten und Produktionslücken zum Teil drastischen Revisionen unterliegen. Durchschnittlich wurden die Potenzialraten sowohl in Boomphasen als auch in Rezessionen im Nachhinein nach unten revidiert. Die Produktionslücken in Boomphasen wurden im Nachhinein deutlich nach oben und in Rezessionen deutlich nach unten angepasst. Revisionen bei der Produktionslücke gehen dabei in der Regel insbesondere auf den Zyklus der Totalen Faktorproduktivität (TFP) und auf die konjunkturelle Arbeitslosigkeit zurück, während die anderen Komponenten (Partizipationsquote und Arbeitszeit) quantitativ häufig nur eine untergeordnete Rolle spielen. Besonders gravierend fallen die jeweiligen Revisionen für die Projektionshorizonte aus, die ausschließlich auf Prognosen basieren. Fehler bei der Kurzfristprognose für die in die Potenzialschätzung eingehenden Variablen stellen die Hauptursache für Revisionen bei der Produktionslücke dar und beeinflussen auch im Ex-post-Zeitraum die Potenzialschätzung. Im Vergleich zu Prognosefehlern spielen die in der Vergangenheit vorgenommenen Änderungen bei der Schätzmethodik und Revisionen der Ex-post-Daten vonseiten der amtlichen Statistik eine kleinere Rolle. Allerdings können auch methodische Änderungen in einigen Fällen merklich zur gesamten Revision beitragen.

Die Echtzeitschätzungen der Europäischen Kommission für die Produktionslücke liegen meist näher bei null als die entsprechenden Ex-post-Schätzungen. Insbesondere sind in Echtzeit kaum merklich positive Werte anzutreffen, obwohl diese in der Rückbetrachtung durchaus auftreten; eine konjunkturelle Überauslastung wird also in Echtzeit selten diagnostiziert. Bei den Schätzungen der OECD resultiert im Vergleich zur Europäischen Kommission ein etwas weiteres Spektrum an positiven und negativen Produktionslücken im Prognosehorizont. In Bezug auf das Revisionsausmaß schneidet das Verfahren der Europäischen Kommission im Vergleich zu alternativen Schätzungen allerdings recht gut ab. Gerade für Boomphasen fallen im Durchschnitt die Revisionen im Vergleich zu Schätzungen der OECD, des IMF oder auf Basis des HP-Filters geringer aus; für Rezessionen sind sie dagegen etwas höher.

Die Potenzialschätzung beruht notwendigerweise auf verschiedenen Setzungen. Dies gilt insbesondere für die Schätzung zweier zentraler Komponenten, der NAWRU und des TFP-Trends. Die Schätzergebnisse für diese Komponenten sind teilweise sehr sensitiv gegenüber auch nur geringfügigen Änderungen gewisser Setzungen, die zudem meist ad hoc erfolgen und nicht nachvollziehbar erläutert werden. Für die Glaubwürdigkeit des EU-Verfahrens und vor dem Hintergrund der weitreichenden Folgen für die Wirtschaftspolitik in den Mitgliedstaaten ist es daher essentiell, sämtliche Setzungen ausführlich, schlüssig und replizierbar zu begründen.

Auf Grundlage der gewonnenen Erkenntnisse werden schließlich mehrere Möglichkeiten zur Verbesserung des Verfahrens der Europäischen Kommission diskutiert und konkrete methodische Verbesserungsvorschläge erarbeitet, die prinzipiell problemlos in das bestehende Verfahren integriert werden können. Diese Vorschläge sind in Tabelle 6-1 stichpunktartig zusammengefasst.

**Tabelle 6-1:**  
**Überblick: Konkrete Verbesserungsvorschläge im Rahmen des EU-Verfahrens**

- Bei der Schätzung der NAWRU ist das Interzept im Zyklus schwerlich zu rechtfertigen. Daher sollte das Schätzverfahren entsprechend modifiziert werden. Die nachträgliche Anpassung der NAWRU bei den Ländern, für die bereits ein Modell ohne Interzept im Zyklus geschätzt wird, sollte entfallen.
- Das Ankerverfahren bei der Bestimmung der NAWRU sollte in seiner jetzigen Form abgeschafft werden. Wir schlagen eine alternative Vorgehensweise vor, strukturelle Veränderungen bei der NAWRU-Schätzung zu berücksichtigen. Der Einfluss von Strukturvariablen auf die NAWRU sollte aber weiter untersucht und genauer quantifiziert werden.
- Die sogenannte penalized Maximum-Likelihood-Schätzung der NAWRU stellt eine transparentere Alternative zur derzeitigen Schätzpraxis dar, bei der die Varianzparameter ad hoc und relativ schwer nachvollziehbar eingeschränkt werden.
- Die Einbeziehung von weiteren Arbeitsmarktindikatoren bei der Bestimmung der NAWRU erscheint sinnvoll. Dies wird von den Resultaten auf Basis des multivariaten HP-Filters am aktuellen Rand gestützt. Allerdings bedarf es weiterer Forschung, um die Schätzprobleme eines solchen erweiterten Modells bestmöglich zu handhaben.
- Die Anbindung der TFP-Schätzung an den HP-Filter, ähnlich zur penalized Maximum-Likelihood-Schätzung der NAWRU, erhöht die Transparenz des Verfahrens. Bei vollständiger Anbindung in zurückliegenden Jahren, die am jeweils aktuellen Rand abnimmt, kann zumindest die Historie des Zyklus bei unveränderter Revisionsanfälligkeit des Verfahrens sehr gut und einfach nachvollzogen werden.
- Die Verbesserung der Zyklusinformation in der TFP-Schätzung durch Implementierung eines Konjunkturfaktors aus einer Reihe von Konjunkturindikatoren, die für alle Länder einheitlich sind, wird mit Nachdruck empfohlen. Der um einen Schritt erhöhte Komplexität des Verfahrens steht eine teilweise deutlich verminderte Revisionsanfälligkeit der Schätzung gegenüber.

## Literatur

- Aastveit, K.A., und T. Trovik (2014). Estimating the output gap in real time: A factor model approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 54 (2): 180-193.
- Ademmer, M., und N. Jannsen (2017). Kapazitätsauslastung in Deutschland. *Wirtschaftsdienst* 97 (3): 231-232.
- Ademmer, M., F. Bickenbach, E. Bode, J. Boysen-Hogrefe, S. Fiedler, K.-J. Gern, H. Görg, D. Groll, C. Hornok, N. Jannsen, S. Kooths und C. Krieger-Boden (2017). Produktivität in Deutschland – Messbarkeit und Entwicklung. Kieler Beiträge zur Wirtschaftspolitik Nr. 12. Via Internet (15.10.2018) <<https://www.ifw-kiel.de/de/publikationen/kieler-beitraege-zur-wirtschaftspolitik/produktivitaet-in-deutschland-messbarkeit-und-entwicklung-8001/>>.
- Bai, J., und S. Ng (2008). Forecasting economic time series using targeted predictors. *Journal of Econometrics* 146: 304-317.
- Beffy, P.-O., P. Ollivaud, P. Richardson und F. Sédillot (2006). New OECD Methods for Supplyside and Medium-term Assessments: A Capital Services Approach. OECD Economics Department Working Papers 482. OECD Publishing, Paris.
- Bessec, M. (2013). Short-term forecasts of French GDP: A dynamic factor model with targeted predictors. *Journal of Forecasting* 32 (6): 500-511.
- Borio, C., P. Disyatat und M. Juselius (2014). A Parsimonious Approach to Incorporating Economic Information in Measures of Potential Output. BIS Working Papers No. 442. Bank for International Settlements, Basel.
- Borio, C., P. Disyatat und M. Juselius (2017). Rethinking potential output: embedding information about the financial cycle. *Oxford Economic Papers* 69 (3): 655-677.
- Boysen-Hogrefe, J., N. Jannsen und C.-P. Meier (2016). A Note on Banking and Housing Crises and the Strength of Recoveries. *Macroeconomic Dynamics* 20: 1924-1933.
- Boysen-Hogrefe, J., S. Fiedler, K.-J. Gern, D. Groll, P. Hauber, N. Jannsen, S. Kooths, M. Plödt, G. Potjagailo und U. Stolzenburg (2017). Gesamtwirtschaftliche Überauslastung nimmt zu. Kieler Konjunkturberichte Nr. 30 (2017|1). Institut für Weltwirtschaft, Kiel.

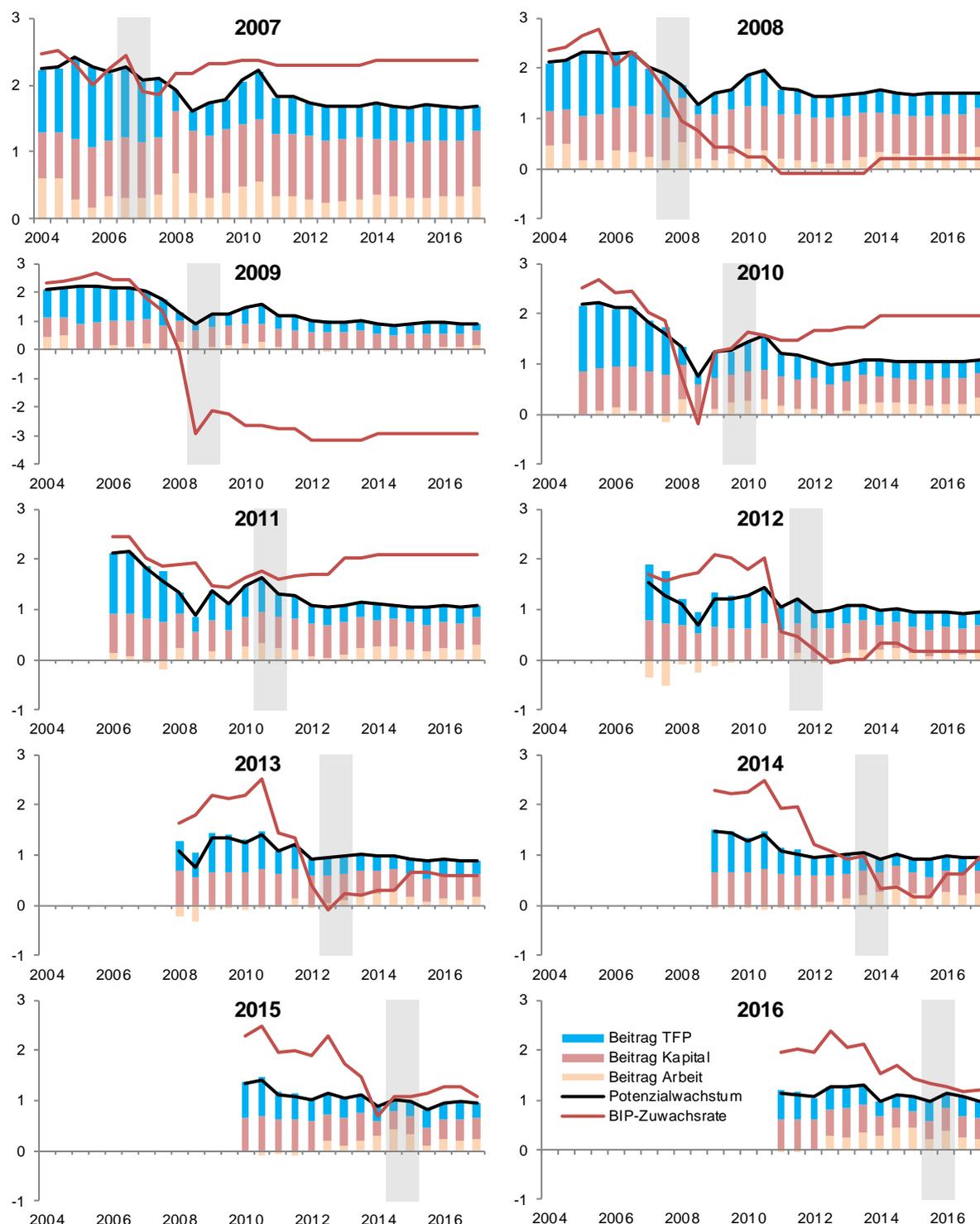
- Carstensen, K., M. Heinrich, M. Reif und M. Wolters (2017). Predicting Ordinary and Severe Recessions with a Three-State Markov-Switching Dynamic Factor Model – An Application to the German Business Cycle. CESifo Working Paper No. 6457. München.
- D’Auria, F., C. Denis, K. Havik, K. Mc Morrow, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger und A. Rossi (2010). The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps. European Commission Economic Papers 420, July 2010. Brüssel.
- de Cos, P.H., A. Lacuesta und E. Moral-Benito (2016). An Exploration of Real-Time Revisions of Output Gap Estimates Across European Countries. Banco de Espana Occasional Paper No. 1605. Madrid.
- de Jong, P. (1991). The diffuse Kalman filter. *The Annals of Statistics*: 1073-1083.
- Deutsche Bundesbank (2012). Zur Verlässlichkeit der Schätzungen internationaler Organisationen zur Produktionslücke. Monatsbericht, April. Frankfurt am Main.
- Dovern, J., und N. Janssen (2017). Systematic Errors in Growth Expectations over the Business Cycle. *International Journal of Forecasting* 33: 760-769.
- Dovern, J., und C. Zuber (2017). Recessions and Instable Estimates of Potential Output. Discussion Paper Series, No. 639, Department of Economics, Heidelberg University.
- Drehmann, M., C. Borio und K. Tsatsaronis (2012). Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium term! BIS Working Papers No. 380. Bank for International Settlements, Basel.
- Durbin, J., und S.J. Koopman (2012). Time series analysis by state space methods. Vol. 38. OUP Oxford.
- EZB (Europäische Zentralbank) (2016). Increasing resilience and long-term growth: the importance of sound institutions and economic structures for euro area countries and EMU. Economic Bulletin Issue No. 5/2016. Frankfurt am Main.
- Fioramanti, M. (2016). Potential Output, Output Gap and Fiscal Stance: is the EC estimation of the NAWRU too sensitive to be reliable? MPRA Working Paper No. 73762. München.
- Furceri, D., und A. Mourougane (2012). The effect of financial crises on potential output: New empirical evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics* 34 (3): 822-832.
- Gourinchas, P.-O., und M. Obstfeld (2012). Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First. *American Economic Journal: Macroeconomics* 4 (1): 226-265.
- Hamilton, J.D. (2017). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. NBER Working Paper No. 23429. National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Harvey, A.C., und A. Jaeger (1993). Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics* 8 (3): 231-247.
- Havik, K., K. Mc Morrow, F. Orlandi, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger, A. Rossi, A. Thum-Thysen und V. Vandermeulen (2014). The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps. European Commission, Economic Papers 535. Brüssel.
- Hristov, A., C. Planas, W. Röger und A. Rossi (2017). NAWRU Estimation Using Structural Labour Market Indicators. European Commission, Discussion Papers 069. Brüssel.
- Hristov, A., und W. Roeger (2017). On Econometrics with a Human Face and Business Cycles: A Reply to Fioramanti and Waldmann’s Criticism on the EU’s NAWRU Methodology. European Commission, Economic Brief 22. Brüssel.
- IMF (International Monetary Fund) (2009). From Recession to Recovery: How Soon and How Strong? World Economic Outlook, April, Chapter 3. Washington, D.C.
- IMF (International Monetary Fund) (2013). The dog that didn’t bark: Has inflation been muzzled or was it just sleeping? World Economic Outlook, April, Chapter 3. Washington, D.C.
- Jorda, O., M. Schularick und A.M. Taylor (2013) When Credit Bites Back. *Journal of Money, Credit and Banking* 45 (S2): 3-28.
- Jorda, O., M. Schularick und A.M. Taylor (2015): Leveraged Bubbles. *Journal of Monetary Economics* 76: S1-S20.
- Kamber, G., J. Morley und B. Wong (2018). Intuitive and reliable estimates of the output gap from a Beveridge-Nelson filter. *Review of Economics and Statistics* 100 (3): 550-566.
- Kempkes, G. (2014). Cyclical Adjustment in Fiscal Rules: Some Evidence on Real-Time Bias for EU-15 Countries. *FinanzArchiv* 70 (2): 278-315.
- Klär, E. (2013). Potential Economic Variables and Actual Economic Policies in Europe. *Intereconomics* 48 (1): 33-40.

- Laeven, L., und F. Valencia (2013). Systemic banking crises database. *IMF Economic Review* 61 (2): 225-270.
- Laubach, T. (2001). Measuring The NAIRU: Evidence From Seven Economies. *The Review of Economics and Statistics* 83 (2): 218-231.
- Laxton, D., und R. Tetlow (1992). A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. Technical Report No. 59. Bank of Canada, Ottawa.
- Mc Morrow, K., W. Roeger, V. Vandermeulen und K. Havik (2015). An assessment of the relative quality of the Output Gap estimates produced by the EU's Production Function Methodology. European Commission Discussion Paper 020, December 2015. Brüssel.
- Orlandi, F. (2012). Structural unemployment and its determinants in the EU countries. Economic Papers 455. European Commission, Brüssel.
- Orlandi, F. (2013). The convergence rule. Technical Note for the Economic Policy Committee Working Group on Output Gaps. European Commission. Brüssel.
- Planas, C., W. Roeger und A. Rossi (2016). Anchoring the NAWRU to the structural unemployment rate: a model-based approach. Paper prepared for the OGWG Meeting of 5 October 2016. Brüssel.
- Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2017). Aufschwung weiter kräftig – Anspannungen nehmen zu. Gemeinschaftsdiagnose Herbst 2017. Berlin.
- Ravn, M., und H. Uhlig (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observation. *The Review of Economics and Statistics* 84 (2): 37.
- Reinhart, C.M., und K.S. Rogoff (2009). This Time It's Different: Eight Centuries of Financial Folly. University Press, Princeton.
- Stock, J., und M. Watson (1998). Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model. *Journal of the American Statistical Association* 93 (441): 349-358.

## Appendix A

Der folgende Appendix A beinhaltet alle Abbildungen und Tabellen, auf die im Haupttext durch die Kennzeichnung *A–Abschnitt–Nummer* verwiesen wurde. Die Reihenfolge entspricht der Reihenfolge der jeweiligen Abschnitte.

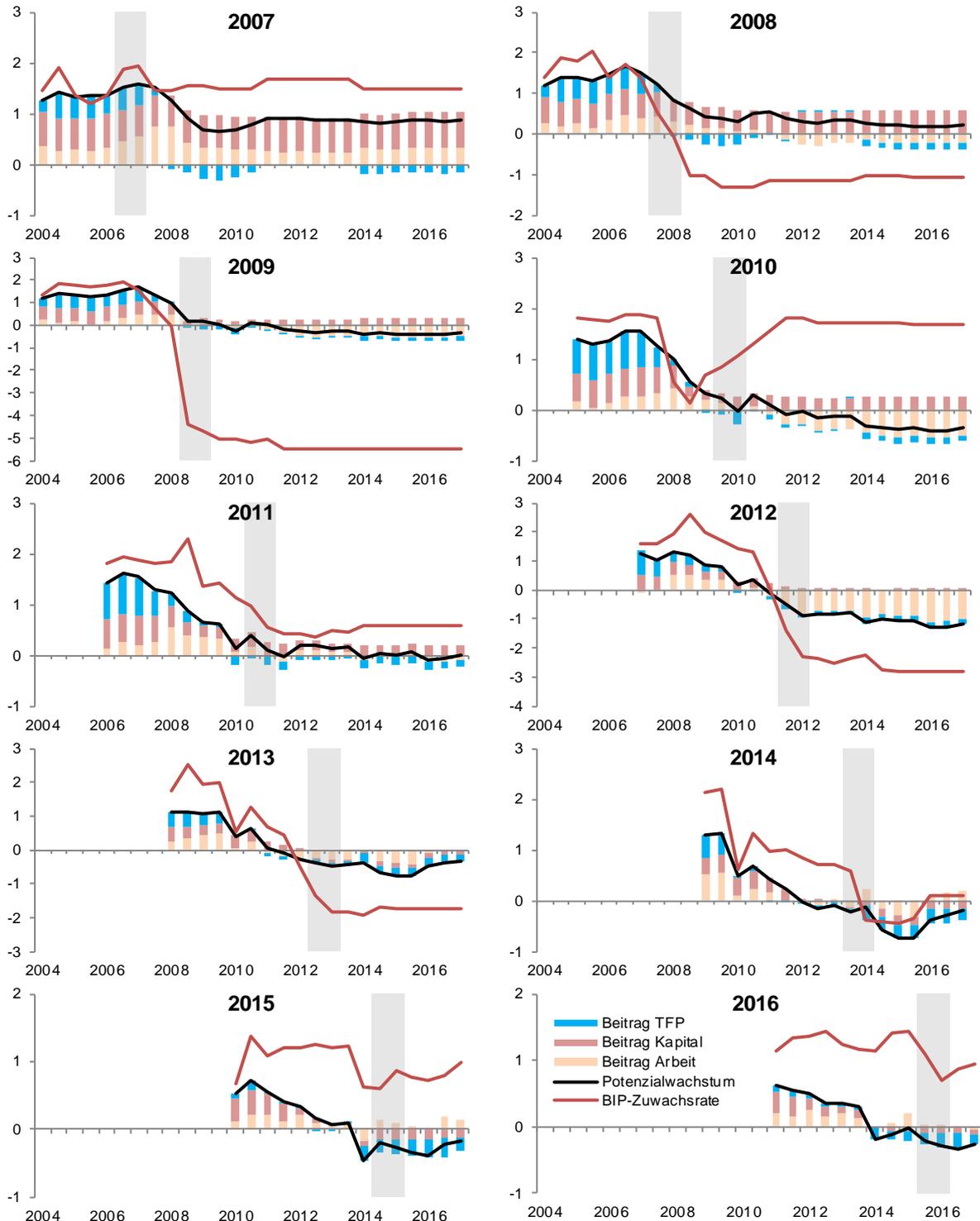
Abbildung A-3.1-1:  
Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Frankreich



Veränderungsrate in Prozent. Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten. Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

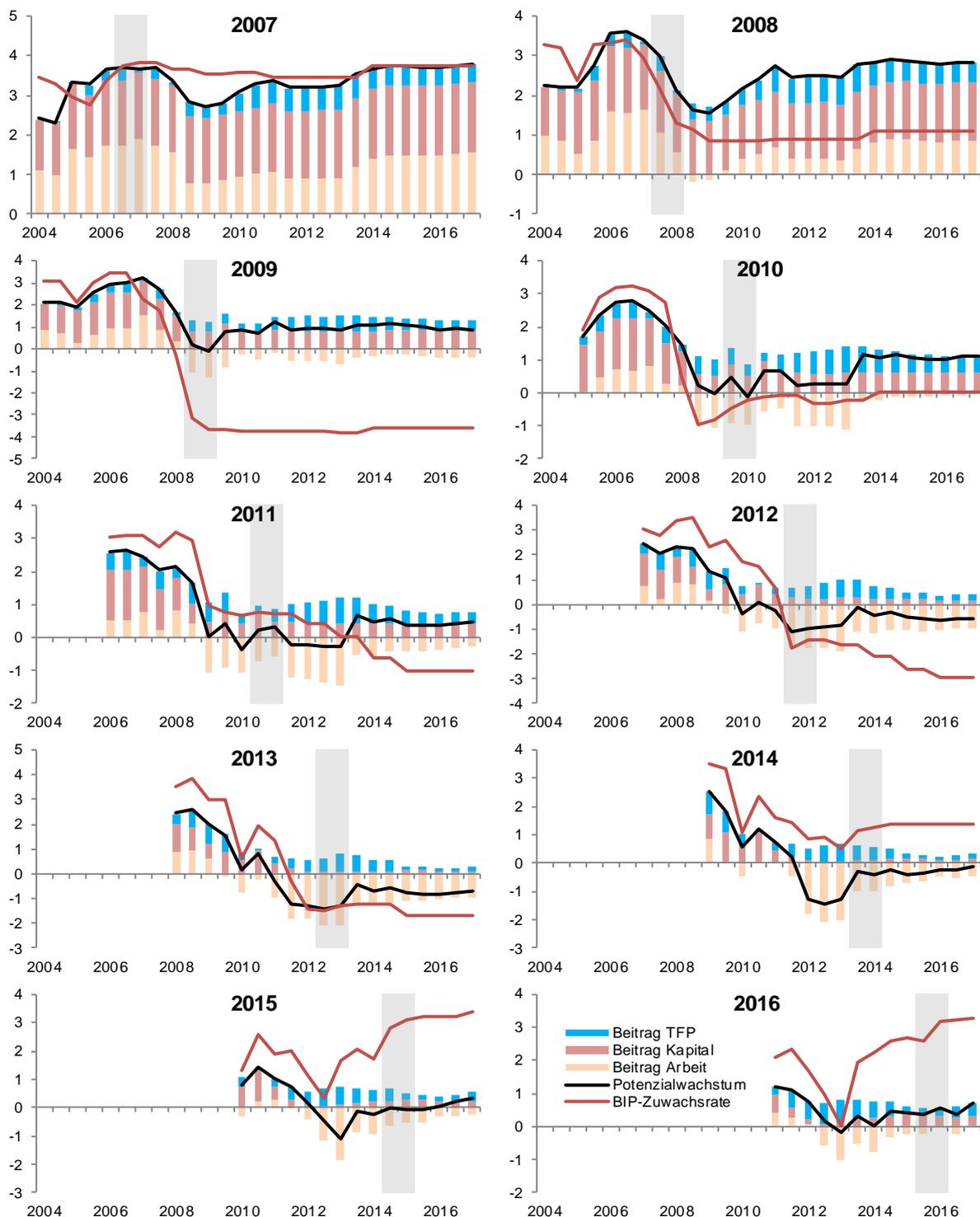
**Abbildung A-3.1-2:**  
Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Italien



Veränderungsrate in Prozent. Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten. Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

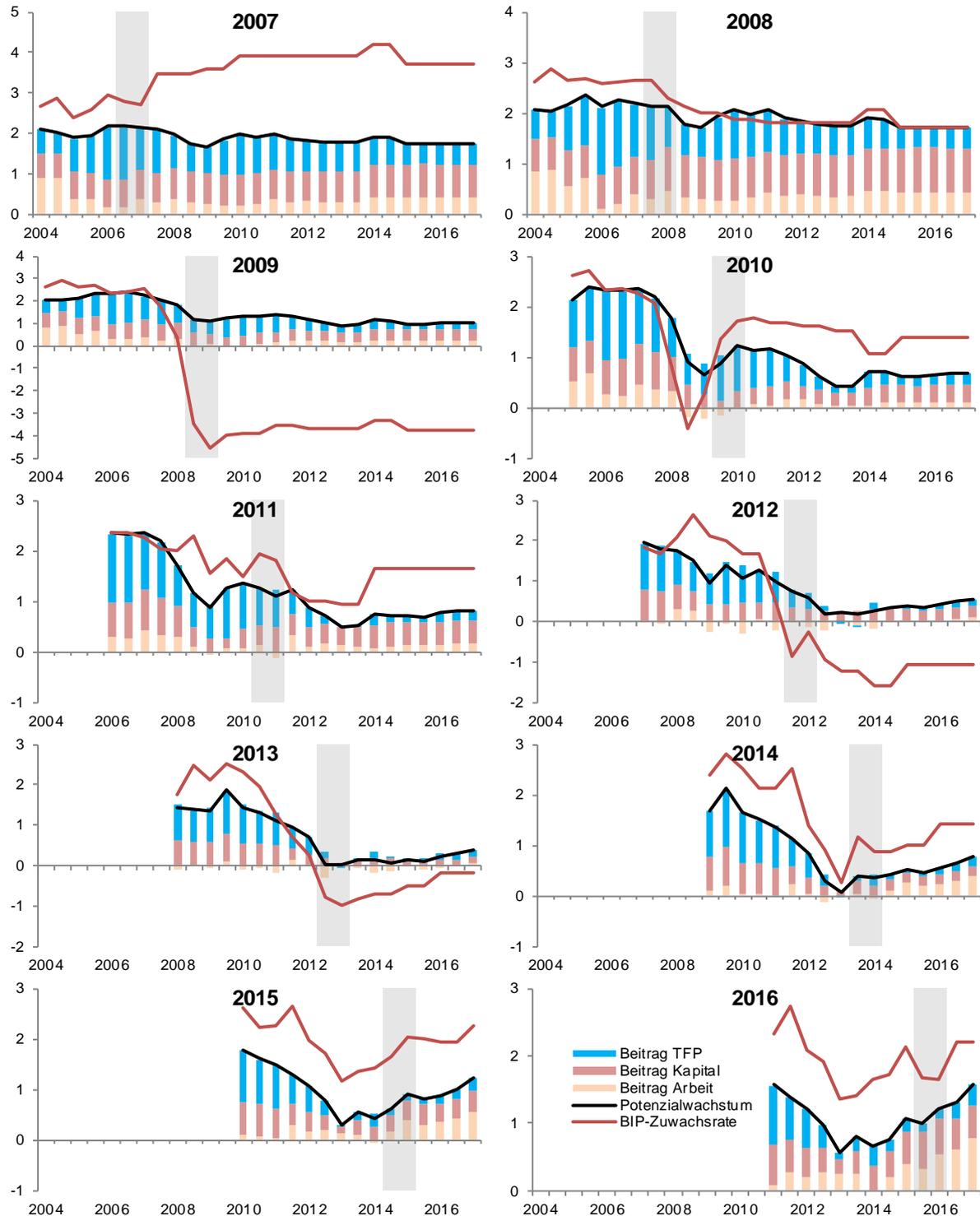
Abbildung A-3.1-3:  
Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Spanien



Veränderungsrate in Prozent. Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten. Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

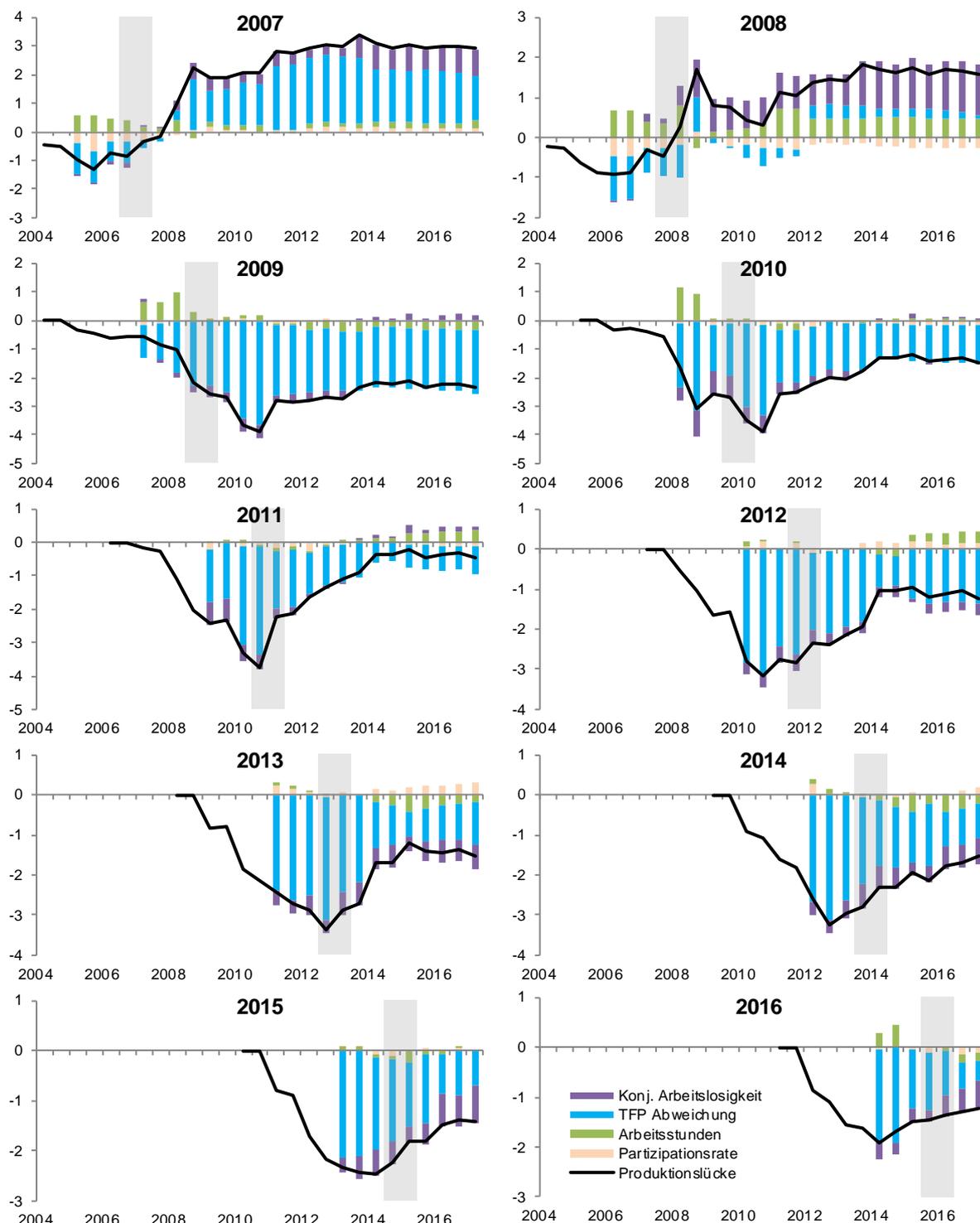
**Abbildung A-3.1-4:**  
Revisionen der BIP- und Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Niederlande



Veränderungsrate in Prozent. Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten. Potenzialrate für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

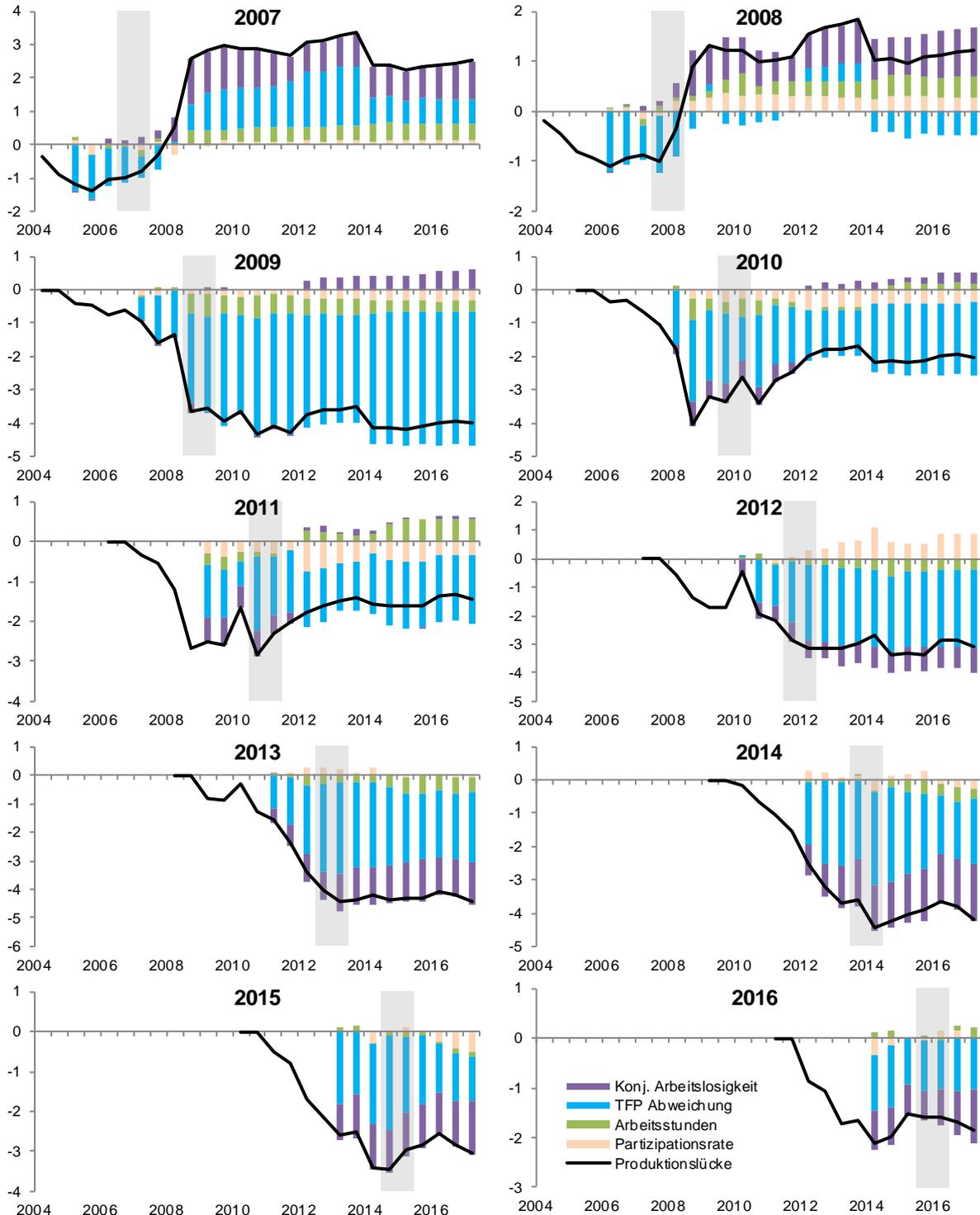
Abbildung A-3.1-5:  
Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Frankreich



Produktionslücke (in Prozent) für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

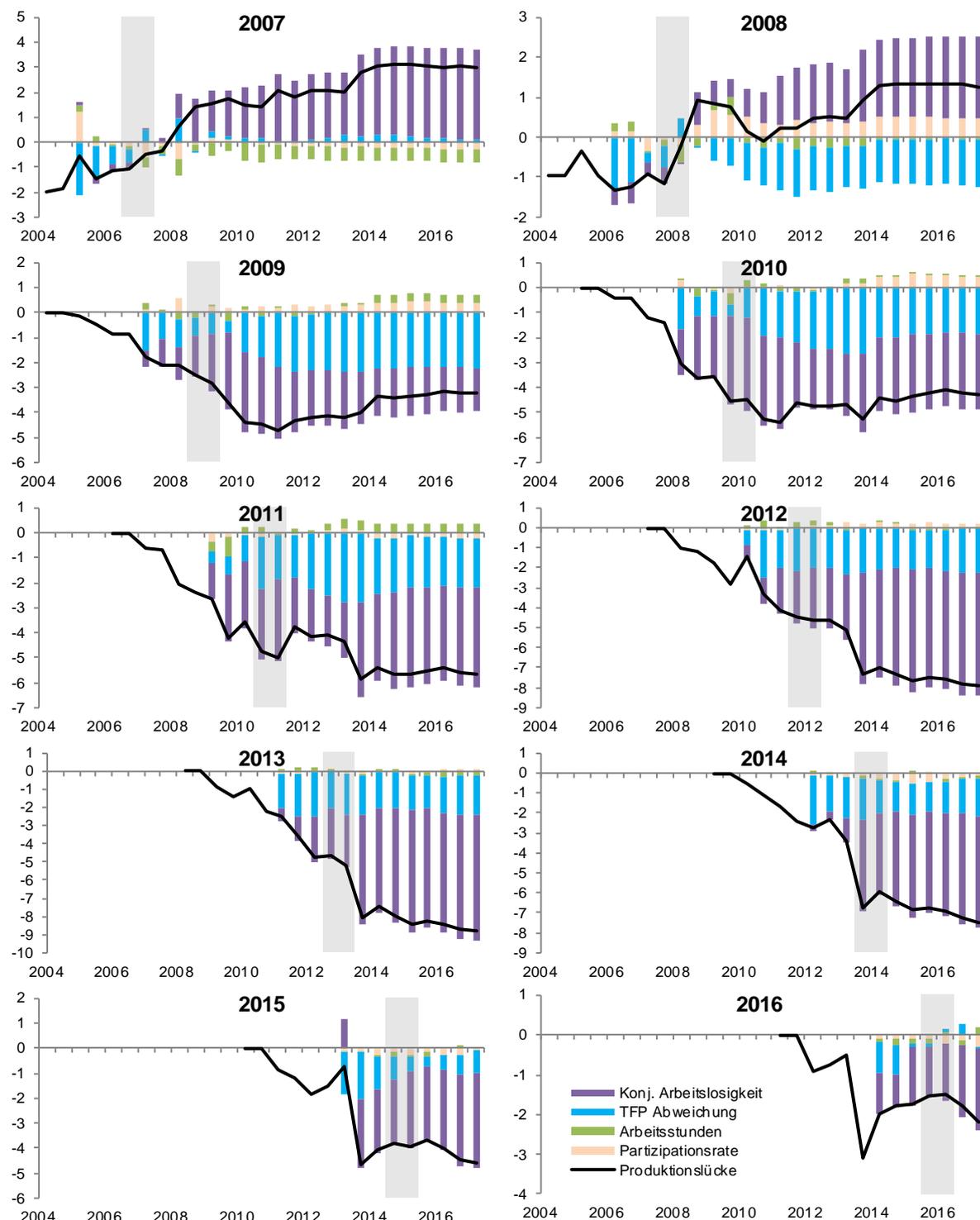
**Abbildung A-3.1-6:**  
Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Italien



Produktionslücke (in Prozent) für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

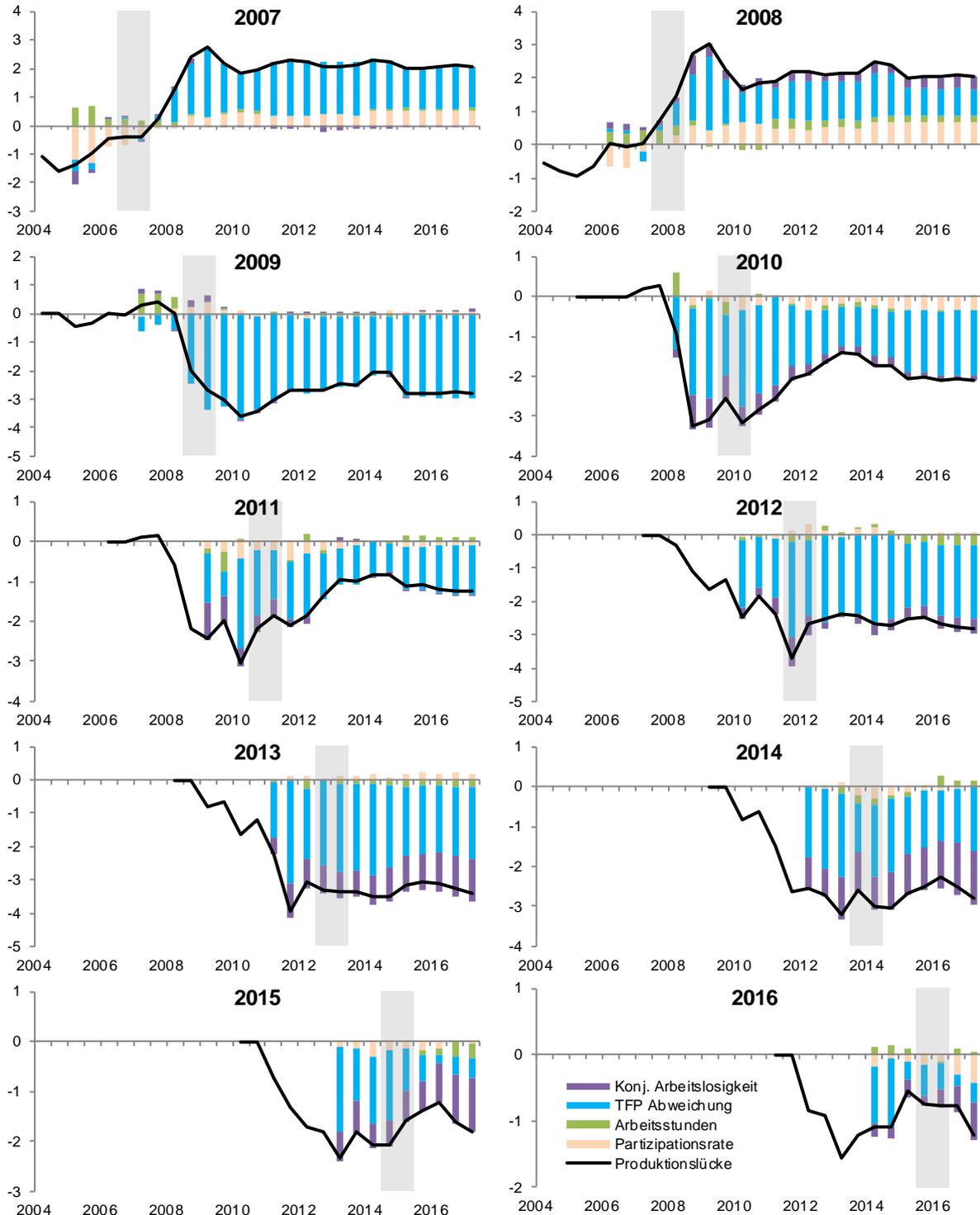
Abbildung A-3.1-7:  
Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Spanien



Produktionslücke (in Prozent) für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

**Abbildung A-3.1-8:**  
Revisionen der Produktionslücke für ein bestimmtes Jahr nach Schätzzeitpunkten: Niederlande



Produktionslücke (in Prozent) für ein bestimmtes Jahr zu verschiedenen Schätzzeitpunkten. Frühjahrs- und Herbstschätzung aus diesem Jahr sind jeweils grau hinterlegt.

Quelle: Europäische Kommission, Frühjahrs- und Herbstprognosen, 2004-2017.

**Tabelle A-3.2-1:**  
**Pseudo-Echtzeit-Ankerwerte und Konvergenzhorizonte**

	DE		ES		FR		IT		NL	
	Anker	Horizont	Anker	Horizont	Anker	Horizont	Anker	Horizont	Anker	Horizont
<b>2004</b>	7.656	8	14.878	23	8.545	8	8.316	8	4.393	8
<b>2005</b>	7.044	8	14.837	27	9.334	8	8.440	8	5.059	10
<b>2006</b>	7.337	8	14.677	34	9.404	8	8.570	9	5.577	12
<b>2007</b>	7.552	8	14.529	37	9.174	8	8.561	14	3.121	8
<b>2008</b>	7.367	8	14.593	27	9.045	9	8.545	17	3.044	8
<b>2009</b>	7.055	8	14.413	8	9.135	8	8.716	8	3.188	8
<b>2010</b>	7.030	8	14.726	8	9.130	8	9.050	10	3.327	8
<b>2011</b>	6.766	8	15.382	8	9.102	8	9.176	12	3.809	8
<b>2012</b>	6.737	11	15.521	12	9.379	8	9.302	8	3.973	8
<b>2013</b>	6.824	12	15.836	14	9.481	8	9.439	8	4.648	8
<b>2014</b>	6.714	14	15.687	9	9.178	8	9.634	8	4.780	8
<b>2015</b>	6.566	16	15.687	8	8.966	8	9.023	8	4.918	8
<b>2016</b>	6.251	14	15.310	8	8.594	8	9.989	8	4.955	8
<b>2017</b>	6.274	15	15.310	8	8.522	8	9.965	8	4.573	8

Quelle: Europäische Kommission; eigene Berechnungen.

**Tabelle A-3.3-1:**  
**Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Deutschland (ohne Jahr 2009)**

	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.3	0.8	0.3	0.4	0.5	0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	1.1	1.1	1.1	1.2	1.1
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	-0.1	-0.1	0.0	0.1	0.2	0.2
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.2	0.3	0.3	0.5	0.7	0.6
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-0.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	-0.1	0.0	0.1	0.3	0.4	0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.2	0.2	0.3	0.5	0.6	0.5
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	0.3	0.9	0.7	0.2	-0.1	-0.2
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.5	0.9	1.0	0.8	0.4	0.5
<i>Vergleich mit HP-Filter:</i>							
<b>Zuwachsrate Potenzial (Trend)</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	-0.1	0.0	0.0	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.2	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.6	1.0	0.5	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.9	1.2	1.3	-	-	-
<i>Vergleich mit OECD-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.3	0.7	0.2	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	0.9	1.1	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.2	-0.1	-0.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.2	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.7	1.3	1.9	1.7	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.8	1.3	1.9	1.8	-	-	-
<i>Vergleich mit IMF-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.4	0.9	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.5	0.6	1.3	-	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	0.1	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.3	-	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.4	0.7	1.3	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.8	0.9	1.4	-	-	-	-

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission (bzw. OECD und IMF). Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015. Durchschnitt berechnet ausgenommen Revisionen für das Krisenjahr 2009.

Quelle: Europäische Kommission, CIRCABC Archiv, OECD, Economic Outlook, IMF, World Economic Outlook.

**Tabelle A-3.3-2:**  
**Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Frankreich**

	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.1	-0.3	-0.8	-1.3	-1.1	-0.7
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.4	0.7	1.1	1.3	1.2	0.7
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.2	-0.4	-0.4	-0.4	-0.3
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.3	0.4	0.4	0.4	0.4
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.3	-0.3	-0.4	-0.4	-0.4
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.3	0.3	0.4	0.4	0.4
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.2	-0.2
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.3
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.1	0.2	0.2	0.3
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.3	1.6	1.5	1.1	0.1	-0.6	-0.9
Durchschnittl. absolute Revision	1.3	1.6	1.8	1.4	0.8	0.7	0.9
<i>Vergleich mit HP-Filter:</i>							
<b>Zuwachsrate Potenzial (Trend)</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	-0.1	-0.1	-0.2	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.3	0.3	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.5	0.8	0.7	0.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.9	1.0	1.1	-	-	-
<i>Vergleich mit OECD-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.1	-0.2	-0.9	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.4	0.6	1.1	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.3	-0.4	-0.4	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.3	0.4	0.5	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.3	1.8	1.9	1.5	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.4	1.8	2.0	1.9	-	-	-
<i>Vergleich mit IMF-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.1	-0.4	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.3	0.8	-	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.2	-0.2	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.4	-	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.0	1.3	1.2	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.1	1.3	1.2	-	-	-	-

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission (bzw. OECD und IMF). Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD, *Economic Outlook*; IMF, *World Economic Outlook*.

**Tabelle A-3.3-3:**  
**Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Italien**

	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.0	-1.1	-1.5	-1.7	-1.6	-1.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.5	1.4	1.8	1.9	1.7	1.2
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.3	-0.5	-0.7	-1.0	-1.1	-1.0
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.5	0.7	1.0	1.1	1.0
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	-0.2	-0.3	-0.3	-0.4	-0.4
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.3	0.3	0.4	0.4
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	-0.1	-0.2	-0.2	-0.3	-0.3
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.3	0.3
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.2	-0.3	-0.4	-0.4	-0.3
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.4	0.4	0.4	0.4	0.3
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.8	1.0	0.5	-0.4	-1.2	-1.7	-1.7
Durchschnittl. absolute Revision	0.9	1.1	1.5	1.7	1.8	2.1	2.0
<i>Vergleich mit HP-Filter:</i>							
<b>Zuwachsrate Potenzial (Trend)</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.3	-0.4	-0.5	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.3	0.5	0.6	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.2	1.5	0.9	-0.2	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.3	1.6	1.9	1.9	-	-	-
<i>Vergleich mit OECD-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.0	-0.8	-1.6	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.5	1.2	1.7	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.3	-0.5	-0.7	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.4	0.5	0.7	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.1	1.4	1.1	0.3	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.3	1.5	1.7	1.8	-	-	-
<i>Vergleich mit IMF-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.0	-1.0	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.4	1.4	-	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.3	-0.6	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.6	0.6	-	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.4	1.7	1.3	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.4	1.7	1.6	-	-	-	-

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission (bzw. OECD und IMF). Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD, *Economic Outlook*; IMF, *World Economic Outlook*.

**Tabelle A-3.3-4:**  
**Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Spanien**

	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.5	-1.2	-1.3	-1.4	-1.2
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	1.5	2.1	3.0	2.9	2.4
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.4	0.3	0.0	-0.6	-1.0	-1.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	0.6	0.8	1.0	1.2	1.2
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	-0.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	0.0	-0.2	-0.3	-0.4	-0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.1	0.1	0.2	0.3	0.5	0.5
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.4	0.3	0.2	-0.3	-0.5	-0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.5	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	0.6
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.7	0.1	-0.7	-1.9	-2.8	-3.2	-3.3
Durchschnittl. absolute Revision	1.8	2.0	2.4	3.0	3.6	4.0	4.2
<i>Vergleich mit HP-Filter:</i>							
<b>Zuwachsrate Potenzial (Trend)</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.4	-0.6	-0.7	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.5	0.7	0.9	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.1	1.5	1.7	1.2	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.7	2.4	2.6	2.5	-	-	-
<i>Vergleich mit OECD-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.4	-1.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	1.3	2.2	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.1	-0.1	-0.4	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.2	0.4	0.5	0.5	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.8	0.5	0.2	-0.6	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	2.9	2.9	2.4	2.2	-	-	-
<i>Vergleich mit IMF-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.2	-0.5	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	1.6	-	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.1	0.1	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.5	0.5	-	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	1.5	1.3	0.7	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	2.6	2.8	2.6	-	-	-	-

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission (bzw. OECD und IMF). Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD, *Economic Outlook*; IMF, *World Economic Outlook*.

**Tabelle A-3.3-5:**  
**Vergleich durchschnittlicher Revisionen nach Prognosehorizonten: Niederlande**

	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.3	-0.1	-0.6	-0.9	-0.9	-0.4
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.7	1.2	1.4	1.8	1.7	1.1
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	-0.1	-0.2	-0.3	-0.4	-0.3
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.5	0.6	0.8	1.0	0.9
<b>Wachstumsbeitrag TFP</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.2	-0.3	-0.3	-0.4	-0.4	-0.5	-0.5
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.4	0.5	0.5	0.6	0.6
<b>Wachstumsbeitrag Kapitalstock</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-0.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.0	0.1	0.1	0.2	0.2	0.3	0.3
<b>Wachstumsbeitrag Arbeitsvolumen</b>							
Durchschnittl. Revision	0.1	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.3
Durchschnittl. absolute Revision	0.1	0.2	0.3	0.3	0.3	0.4	0.4
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.2	0.6	0.5	0.1	-0.5	-1.0	-1.1
Durchschnittl. absolute Revision	0.6	0.7	1.3	1.2	1.4	1.6	1.7
<i>Vergleich mit HP-Filter:</i>							
<b>Zuwachsrate Potenzial (Trend)</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	0.0	-0.1	-0.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.4	0.5	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.6	1.0	1.0	0.5	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.9	1.4	1.9	2.3	-	-	-
<i>Vergleich mit OECD-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.4	-0.1	-0.7	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.6	1.0	1.5	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.3	0.2	0.2	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.8	1.3	1.2	0.6	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	1.2	1.6	2.0	2.2	-	-	-
<i>Vergleich mit IMF-Schätzung:</i>							
<b>Zuwachsrate BIP</b>							
Durchschnittl. Revision	0.3	0.4	-0.3	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.4	0.7	1.3	-	-	-	-
<b>Zuwachsrate Potenzial</b>							
Durchschnittl. Revision	0.0	-0.1	-0.3	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.3	0.4	0.6	-	-	-	-
<b>Produktionslücke</b>							
Durchschnittl. Revision	0.9	1.4	1.4	-	-	-	-
Durchschnittl. absolute Revision	0.9	1.4	2.0	-	-	-	-

In Prozentpunkten. Basierend auf den Herbstprojektionen der EU-Kommission (bzw. OECD und IMF). Revisionen berechnet als Differenz aus Projektion vom Jahr 2017 und der jeweiligen Projektion aus den Jahren 2005-2015.

Quelle: Europäische Kommission, *CIRCABC Archiv*; OECD, *Economic Outlook*; IMF, *World Economic Outlook*.

**Tabelle A-5.2-1:  
Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Deutschland**

	DataStream Code/Quelle	Teil des CUBS	Transformation	
<b>alle Länder</b>			diff	log
<u>Industrieproduktion</u>				
insgesamt	BDIPTOT.G	nein	ja	ja
verarbeitendes Gewerbe	BDES493KG	nein	ja	ja
Vorleistungsgüter	BDESHXSPG	nein	ja	ja
Investitionsgüter	BDES3K5QG	nein	ja	ja
<u>Auftragseingänge (Befragungsdaten, DGEFCFIN)</u>				
insgesamt	BDTTA11BQ	nein	nein	nein
Vorleistungsgüter	BDINT11BQ	nein	nein	nein
Investitionsgüter	BDINV11BQ	nein	nein	nein
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Beurteilung Auftragsbestand	DG ECFIN	nein	nein	nein
Produktionserwartungen	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, gesamt	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Industrie	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Konsumenten	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Dienstleistungssektor	DG ECFIN	ja	nein	nein
Vertrauen, Baugewerbe	DG ECFIN	ja	nein	nein
<u>weitere Indikatoren</u>				
Kapazitätsauslastung	DG ECFIN	ja	nein	nein
Zinsspread (10 Jahre - 3 Monate)	BDGBOND.-BDINTER3	nein	nein	nein
DAX	DAXINDEX	nein	ja	ja
Eurostoxx	DJES50I	nein	ja	ja
Finanzzyklus	eigene Berechnung	nein	nein	nein
<b>zusätzlich für Deutschland</b>				
<u>Auftragseingänge</u>				
Investitionsgüter, inländisch	BDDCPOEDG	nein	ja	ja
Vorleistungsgüter, inländisch	BDDBPORDG	nein	ja	ja
Investitionsgüter, ausländisch	BDOCPORDG	nein	ja	ja
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Produktionserwartungen, Industrie	BDTTA5BSQ	nein	nein	nein
Exportserwartungen, nächste 3 Monate	BDIFDMTJQ	nein	nein	nein

**Tabelle A-5.2-2:  
Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Frankreich**

	DataStream Code/Quelle <sup>1</sup>	Teil des CUBS	Transformation	
<b>alle Länder</b>			diff	log
<u>Industrieproduktion</u>				
insgesamt	FRIPTOT.G	nein	ja	ja
verarbeitendes Gewerbe	FRES493KG	nein	ja	ja
Vorleistungsgüter	FRESHXSPG	nein	ja	ja
Investitionsgüter	FRES3K5QG	nein	ja	ja
<u>Auftragseingänge (Befragungsdaten, DGECFIN)</u>				
insgesamt	FRTTA11BQ	nein	nein	nein
Vorleistungsgüter	FRINT11BQ	nein	nein	nein
Investitionsgüter	FRINV11BQ	nein	nein	nein
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Beurteilung Auftragsbestand	DG ECFIN	nein	nein	nein
Produktionserwartungen	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, gesamt	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Industrie	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Konsumenten	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Dienstleistungssektor	DG ECFIN	ja	nein	nein
Vertrauen, Baugewerbe	DG ECFIN	ja	nein	nein
<u>weitere Indikatoren</u>				
Kapazitätsauslastung	DG ECFIN	ja	nein	nein
Zinsspread (10 Jahre - 3 Monate)	FROIR080R-FRIR3MAV*	nein	nein	nein
CAC 40	SPASTT01FRM661N*	nein	ja	ja
Finanzzyklus	eigene Berechnung	nein	nein	nein
<b>zusätzlich für Frankreich</b>				
<u>Industrieproduktion</u>				
außer verarbeitendes Gewerbe	FR562732G	nein	ja	ja
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Ökonomische Situation	FRIFGSONR	nein	nein	nein
Ökonomische Situation, nächste 6 Monate	FRIFGSOFR	nein	nein	nein
Nachfrageprognose, ver. Gewerbe	FRSRQFMPQ	nein	nein	nein
Nachfrageschwierigkeiten, ver. Gewerbe	FRSMANDDQ	nein	nein	nein
Ausblick Produktion, ver. Gewerbe	FRCNFBUSQ	nein	nein	nein
Ökonom. Stimmung (Deutschland), ZEW	BDZEWECSR	nein	nein	nein

Anmerkung: Die mit \* markierten Datenreihen wurden aus der Datenbank FRED der Federal Reserve Bank of St. Louis entnommen. Die angegebenen Kürzel identifizieren sie eindeutig in dieser Datenbank.

**Tabelle A-5.2-3:  
Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Italien**

	DataStream Code/Quelle	Teil des CUBS	Transformation	
			diff	log
<b>alle Länder</b>				
<u>Industrieproduktion</u>				
insgesamt	ITIPTOT.G	nein	ja	ja
verarbeitendes Gewerbe	ITES493KG	nein	ja	ja
Vorleistungsgüter	ITESHXSPG	nein	ja	ja
Investitionsgüter	ITES3K5QG	nein	ja	ja
<u>Auftragseingänge (Befragungsdaten, DGECFIN)</u>				
insgesamt	ITTTA11BQ	nein	nein	nein
Vorleistungsgüter	ITINT11BQ	nein	nein	nein
Investitionsgüter	ITINV11BQ	nein	nein	nein
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Beurteilung Auftragsbestand	DG ECFIN	nein	nein	nein
Produktionserwartungen	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, gesamt	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Industrie	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Konsumenten	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Dienstleistungssektor	DG ECFIN	ja	nein	nein
Vertrauen, Baugewerbe	DG ECFIN	ja	nein	nein
<u>weitere Indikatoren</u>				
Kapazitätsauslastung	DG ECFIN	ja	nein	nein
Zinsspread (10 Jahre - 3 Monate)	ITOIR080R-ITINTER3	nein	nein	nein
FTSE MIB	FTSEMIB	nein	ja	ja
Eurostox	DJES50I	nein	ja	ja
Finanzzyklus	eigene Berechnung	nein	nein	nein

**Tabelle A-5.2-4:  
Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Spanien**

	DataStream Code/Quelle	Teil des CUBS	Transformation	
<b>alle Länder</b>			diff	log
<u>Industrieproduktion</u>				
insgesamt	ESIPTOT.G	nein	ja	ja
verarbeitendes Gewerbe	ESES493KG	nein	ja	ja
Vorleistungsgüter	ESESHXSPG	nein	ja	ja
Investitionsgüter	ESES3K5QG	nein	ja	ja
<u>Auftragseingänge (Befragungsdaten, DGEFCIN)</u>				
insgesamt	ESTTA11BQ	nein	nein	nein
Vorleistungsgüter	ESINT11BQ	nein	nein	nein
Investitionsgüter	ESINV11BQ	nein	nein	nein
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Beurteilung Auftragsbestand	DG ECFIN	nein	nein	nein
Produktionserwartungen	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, gesamt	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Industrie	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Konsumenten	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Dienstleistungssektor	DG ECFIN	ja	nein	nein
Vertrauen, Baugewerbe	DG ECFIN	ja	nein	nein
<u>weitere Indikatoren</u>				
Kapazitätsauslastung	DG ECFIN	ja	nein	nein
Zinsspread (10 Jahre - 3 Monate)	ESGBOND.-ESINTER3	nein	nein	nein
IBEX 35	IBEX35I	nein	ja	ja
Eurostoxx	DJES50I	nein	ja	ja
Finanzzyklus	eigene Berechnung	nein	nein	nein

**Tabelle A-5.2-5:**  
**Indikatoren zur Bildung des Faktormodells: Niederlande**

	DataStream Code/Quelle	Teil des CUBS	Transformation	
<b>alle Länder</b>			diff	log
<u>Industrieproduktion</u>				
insgesamt	NLIPTOT.G	nein	ja	ja
verarbeitendes Gewerbe	NLES493KG	nein	ja	ja
Vorleistungsgüter	NLESHXSPG	nein	ja	ja
Investitionsgüter	NLES3K5QG	nein	ja	ja
<u>Auftragseingänge (Befragungsdaten, DGECFIN)</u>				
insgesamt	NLTTA11BQ	nein	nein	nein
Vorleistungsgüter	NLINT11BQ	nein	nein	nein
Investitionsgüter	NLINV11BQ		nein	nein
<u>Stimmungsindikatoren</u>				
Beurteilung Auftragsbestand	DG ECFIN	nein	nein	nein
Produktionserwartungen	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, gesamt	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Industrie	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Konsumenten	DG ECFIN	nein	nein	nein
Vertrauen, Dienstleistungssektor	DG ECFIN	ja	nein	nein
Vertrauen, Baugewerbe	DG ECFIN	ja	nein	nein
<u>weitere Indikatoren</u>				
Kapazitätsauslastung	DG ECFIN	ja	nein	nein
Zinsspread (10 Jahre - 3 Monate)	NLGBOND.-NLINTER3	nein	nein	nein
AEX	AMSTEOE	nein	ja	ja
Eurostox	DJES50I	nein	ja	ja
Finanzzyklus	eigene Berechnung	nein	nein	nein

## Appendix B

### Das Verfahren zur Schätzung des TFP-Trends im Detail

Das Ziel der Schätzung besteht darin, die Parameter  $\theta$  des Modells zu bestimmen und darauf aufbauend die Werte von Trend  $c^T$  und Zyklus  $p^T$  zu extrahieren, wobei ein hochgestelltes  $T$  indiziert, dass alle Elemente von Zeitpunkt 1 bis  $T$  berücksichtigt sind. Gegeben sind die Beobachtungen der TFP und des CUBS-Indikators, die im Vektor  $Y^T = (tfp^T, u^T)$  zusammengefasst sind. Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Kommission die jeweils nächsten zwei Jahre der Stichprobe zuschlägt und Werte der TFP aus ihrer Kurzfristprognose einpflegt. Entsprechend fehlen zwei Beobachtungen des CUBS-Indikators am Stichprobenende; und auch am Stichprobenbeginn gibt es einige fehlende Beobachtungen.

Die gemeinsame Verteilung der Parameter  $\theta$  und aller Elemente des Trends  $c^T$  und des Zyklus  $p^T$  konditioniert auf die Daten und die Priors – die Aposteriori-Verteilung – ist gegeben als  $p(c^T, p^T, \theta | Y^T)$ . Sie wird mittels alternierender Ziehungen aus zwei bedingten Verteilungen,  $p(c^T, p^T | \theta, Y^T)$  und  $p(\theta | c^T, p^T, Y^T)$ , numerisch ermittelt (Gibbs Sampler) und folgt weitgehend Havik et al. (2014).

Zur Durchführung von Ziehungen aus der ersten bedingten Verteilung werden die Gleichungen (2.3-1) bis (2.3-6) in die Form eines Zustandsraummodells gebracht:

$$Y_t = Z a_t \tag{B-1}$$

$$a_{t+1} = T a_t + w_{t+1}, \quad w_{t+1} \sim N(0, Q) \tag{B-2}$$

Dabei enthält  $a_t = (p_t, \mu_t, c_t, c_{t-1}, e_{U_t}, 1)$  alle Zustandsvariablen aus (2.3-1) bis (2.3-6) und einen nichtstochastischen Zustand, der die Konstanten im Modell beinhaltet, und  $w_{t+1}$  alle Fehlerterme. Havik et al. (2014) verwenden einen diffusen Kalman-Filter, um Ziehungen aus  $p(c^T, p^T | \theta, Y^T)$  zu erhalten. Leider fehlt dort weitgehend eine Beschreibung, wie dieses in Durbin und Koopman (2012) und de Jong (1991) eingeführte Filterverfahren konkret implementiert wird. Dies gilt nicht zuletzt für die Frage, wie mit den fehlenden Beobachtungen des CUBS-Indiktators am Stichprobenbeginn sowie am Stichprobenende umgegangen wird. Daher ist es uns nicht gelungen, den Kalman-Filter so zu implementieren, dass er die Ergebnisse der Kommission exakt repliziert (auch wenn die Diskrepanzen für die meisten Länder sehr gering waren). Daher haben wir uns für ein direktes Verfahren entschieden, das aus der gemeinsamen Normalverteilung von  $Y^T, c^T, p^T$  die bedingte Verteilung von  $c^T, p^T$  und den fehlenden Beobachtungen des CUBS-Indiktators ableitet und dann daraus zieht. Dies war zwar theoretisch recht aufwändig, umgeht aber uns unbekannte Spezifikationsentscheidungen des Kalman-Filters und funktioniert einwandfrei.

Die zweite bedingte Verteilung,  $p(\theta | c^T, p^T, Y^T)$ , kann durch die gegebene Modellstruktur und die annahmegemäß blockweise Unabhängigkeit der Priors zerlegt werden in

$$p(\omega, \rho, V_\mu | p^T) p(A, \tau, V_c | c^T) p(\mu_U, \beta, \delta_U, V_U | c^T, U^T). \tag{B-3}$$

Innerhalb dieser drei Blöcke können Ziehungen der einzelnen Parameter schrittweise durch Konditionierung auf die jeweils anderen Parameter erfolgen.

*Block 1: Ziehung aus  $p(\omega, \rho, V_\mu | p^T)$ .* Der Parameter  $\omega$  wird aus einer Normalverteilung mit  $V_{\omega^*} = \text{Var}(\omega | \rho, V_\mu, p^T)$  und  $\omega^* = E(\omega | \rho, V_\mu, p^T)$  gezogen:

$$V_{\omega^*} = \left( \frac{(T-2)(1-\rho)^2 + 1 - \rho^2}{V_\mu} + \frac{1}{\text{Var}(\omega_0)} \right)^{-1} \quad (\text{B-4})$$

$$\omega^* = V_{\omega^*} \left( \frac{(1-\rho) \sum_{t=3}^T (\Delta p_t - \rho \Delta p_{t-1}) + (1-\rho^2) \Delta p_2}{V_\mu} + \frac{E(\omega_0)}{\text{Var}(\omega_0)} \right) \quad (\text{B-5})$$

Die Ziehungen für  $\rho$  erfolgen aus der Verteilung  $p(\rho | \omega, V_\mu, p^T)$ , die durch Faktorisierung proportional ist zum Produkt der Verteilungen

$$p(\Delta p_2 | \rho, \omega, V_\mu) \propto (1-\rho^2)^{-0.5} \exp \left( \rho^2 \frac{(\Delta p_2 - \omega)^2}{2V_\mu} \right) \quad (\text{B-6})^{35}$$

$$\prod_{t=3}^T p(\Delta p_t | p^{t-1}, \rho, \omega, V_\mu) p(\rho) \propto N(\rho^*, V_{\rho^*}) * I_{(0,1)} \quad (\text{B-7})$$

mit Parametern

$$V_{\rho^*} = \left( \frac{\sum_{t=3}^T (\Delta p_{t-1} - \omega)^2}{V_\mu} + \frac{1}{\text{Var}(\rho_0)} \right) \quad (\text{B-8})$$

$$\rho^* = V_{\rho^*} \left( \frac{\sum_{t=3}^T T ((\Delta p_t - \omega)(\Delta p_{t-1} - \omega))}{V_\mu} + \frac{E(\rho_0)}{\text{Var}(\rho_0)} \right). \quad (\text{B-9})$$

Da nicht direkt aus der Aposteriori-Verteilung gezogen werden kann, wird ein Metropolis-Hastings-Algorithmus mit (B-7) als Basisverteilung (proposal) angewandt.

Die letzte Aposteriori-Verteilung dieses Blocks,  $p(V_\mu | \rho, \omega, p^T)$ , ergibt sich als inverse Gamma-Verteilung. Es wurde im Vergleich zu Havik et al. (2014) eine Standardparametrisierung der Verteilung mit Parameter  $s^{-2}$  und Freiheitsgraden  $\nu$  gewählt:<sup>36</sup>

$$\nu_{\mu^*} = \nu_{\mu_0} + T - 1 \quad (\text{B-10})$$

$$s_{\mu^*}^2 = \frac{\nu_{\mu_0} s_{\mu_0}^2 + (1-\rho^2)(\Delta p_2 - \omega)^2 + \sum_{t=3}^T (\Delta p_t - \rho \Delta p_{t-1} - \omega(1-\rho))^2}{\nu_{\mu^*}} \quad (\text{B-11})^{37}$$

*Block 2: Ziehung aus  $p(A, \tau, V_c | c^T)$ .* Durch Likelihood-Faktorisierung ergeben sich die Aposteriori-Verteilungen für  $A$  und  $\tau$  als

<sup>35</sup> In Havik et al. (2014) fehlt fälschlicherweise ein Faktor  $(1-\rho^2)^{-0.5}$  in der Likelihood-Funktion.

<sup>36</sup> Diese Notation entspricht derjenigen, die in Standardlehrbüchern wie Koop (2003) verwendet wird. Die Notation von Havik et al. (2014) ergibt sich als  $s = \nu s^2$  und  $\nu = \nu$ .

<sup>37</sup> In Havik et al. (2014) fehlt fälschlicherweise der Faktor  $\rho$  am Trendzuwachs der Vorperiode.

$$p(A|\tau, V_c, c^T) \propto p(c_1, c_2|A, \tau, V_c) \prod_{t=3}^T p(c_t|c^{t-1}, A, \tau, V_c)p(A) \quad (B-12)$$

$$p(\tau|A, V_c, c^T) \propto p(c_1, c_2|A, \tau, V_c) \prod_{t=3}^T p(c_t|c^{t-1}, A, \tau, V_c)p(\tau). \quad (B-13)$$

Zur Ziehung aus diesen Verteilungen verwenden Havik et al. (2014) einen Metropolis-Algorithmus mit adaptiver Ablehnungswahrscheinlichkeit. Wir haben demgegenüber einen klassischen Independence-Chain Metropolis-Hastings-Algorithmus angewandt. Dies führt zu einer Vereinfachung der Prozedur, ohne die Konvergenz zur Zielverteilung merklich zu verringern.

Die fehlende Aposteriori-Verteilung dieses Blocks,  $p(V_c|A, \tau, c^T)$ , ist eine inverse Gammaverteilung mit Parametern

$$v_{c^*} = v_{c0} + T \quad (B-14)$$

$$s_{c^*}^2 = \frac{v_{c0}s_{c0}^2 + [c_1 \ c_2]\Sigma_{c_1c_2}^{-1}[c_1 \ c_2]' + \sum_{t=3}^T a_{ct}^2}{v_{c^*}}. \quad (B-15)$$

Dabei bezeichnet  $\Sigma_{c_1c_2}$  die Varianz von  $c_1$  und  $c_2$  aus dem AR(2) Prozess in Gleichung (2.3-6), skaliert um den Faktor  $V_c$ .

Block 3: Ziehung aus  $p(\mu_U, \beta, \delta_U, V_U|c^T, U^T)$ . Die Verteilung kann zerlegt werden in

$$p(\mu_U, \beta, V_U|\delta_U, c^T, U^T)p(\delta_U|\mu_U, \beta, V_U, c^T, U^T). \quad (B-16)$$

Die zweite Verteilung in (B-16) ist nur für Frankreich, Finnland und Slowenien relevant. Da  $\delta_U$  als Parameter des AR(1)-Prozesses in (2.3-6) fungiert, erfolgen die Ziehungen durch einen Metropolis-Hastings-Algorithmus, der wie der Algorithmus für den AR(1)-Parameter  $\rho$  funktioniert. Die erste Verteilung ist aufgrund der Normalinversgamma-Verteilung des Priors mit Parametern  $m_{U0}, s_{U0}^2, M_{U0}$  und  $v_{U0}$  ebenfalls normalinversgammaverteilt mit Parametern

$$M_{U^*} = M_{U0} + Z'Z \quad (B-17)$$

$$m_{U^*} = M_{U^*}^{-1}[M_{U0}m_{U0} + Z'u^T] \quad (B-18)$$

$$v_{U^*} = v_{U0} + T \quad (B-19)$$

$$s_{U^*}^2 = \frac{v_{U0}s_{U0}^2 + \sum_{t=1}^T e_{Ut}^2 + (\hat{m}_U - m_{U0})'(M_{U0}^{-1} + \hat{M}_U^{-1})^{-1}(\hat{m}_U - m_{U0})}{v_{U^*}} \quad (B-20)^{38}$$

Der Parameter  $m_U$  enthält die Erwartungswerte von  $\mu_U$  und  $\beta$ .  $M_U$  bezeichnet die Präzisionsmatrix dieser Parameter und  $s_U^2$  und  $v_U$  sind die Parameter der Inversgamma-Verteilung von  $V_U$ .  $Z$  enthält als  $T \times 2$  Matrix die Regressoren aus Gleichung (2.3-2).

Die alternierenden Ziehungen aus  $p(c^T, p^T|\theta, Y^T)$  und  $p(\theta|c^T, p^T, Y^T)$  werden wiederholt, bis eine Konvergenz zur gemeinsamen Aposteriori-Verteilung  $p(c^T, p^T, \theta|Y^T)$  erreicht ist, die mit dem Konvergenzkriterium aus Havik et al. (2014) überprüft wird. Sollte nach 10.000 Wiederholungen und aus-

<sup>38</sup> In Havik et al. (2014) muss korrekterweise der Summand  $(\hat{m}_U - m_{U0})'(M_{U0}^{-1} + \hat{M}_U^{-1})^{-1}(\hat{m}_U - m_{U0})$  hinzugefügt werden. Für  $\delta_U = 0$  entspricht der Fehlerterm  $e_{Ut}$  dem Fehlerterm  $a_{Ut}$ .

reichender Burnin-Periode von ebenfalls 10.000 Iterationen keine Konvergenz erreicht sein, wird der Gibbs-Sampler sukzessiv verlängert. Aus der Bildung von Mittelwerten über alle Ziehungen von  $p^T$  und  $c^T$  nach Konvergenz der Prozedur resultieren die Werte für Trend und Zyklus der TFP.

## Appendix C

### Datenquellen

Die Echtzeit-Datenbank für die Potenzialschätzung der Europäischen Kommission umfasst für alle 28 Mitgliedsländer der EU sämtliche in die Schätzung eingehende Variablen (Bruttoinlandsprodukt, Arbeitsstunden, Erwerbslosenquote etc.). Quelle der Daten ist das öffentlich zugängliche CIRCABC Archiv der Europäischen Kommission (<https://circabc.europa.eu>). Echtzeit-Daten von der OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) für Bruttoinlandsprodukt und Produktionspotenzial sind den Projektionen im Rahmen des jeweiligen OECD Economic Outlook entnommen (<https://stats.oecd.org>). Schätzungen des IMF (International Monetary Fund) stammen von der World Economic Outlook Datenbank (<https://www.imf.org/external/ns/cs.aspx?id=28>).





