Institut für Makroökonomie
und Konjunkturforschung
Macroeconomic Policy Institute

Studies

1/2007

Methodische Fragen mittelfristiger gesamtwirtschaftlicher Projektionen am Beispiel des Produktionspotenzials

Gustav Adolf Horn
Camille Logeay
Silke Tober

unter Mitarbeit von
Philipp Koenig
Barbara Kunert

Endbericht

Forschungsbericht im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie
Dezember 2006

Hans-Böckler-Straße 39
D-40476 Düsseldorf
Germany
Phone: +49-211-7778-331
IMK@boeckler.de
http://www.imk-boeckler.de

Hans Böckler Stiftung
Fakten für eine faire Arbeitswelt.

Methodische Fragen mittelfristiger gesamtwirtschaftlicher Projektionen am Beispiel des Produktionspotenzials

Gustav Adolf Horn
Camille Logeay
Silke Tober

unter Mitarbeit von
Philipp Koenig
Barbara Kunert

Endbericht

Forschungsbericht im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie
Dezember 2006

INHALT

1	**EINLEITUNG**	**5**
2	**DAS PRODUKTIONSPOTENZIAL IN THEORETISCHER PERSPEKTIVE**	**11**
2.1	Einleitung	11
2.2	Definition und Historie	12
2.3	Strukturfaktoren und Wirtschaftspolitik	16
2.3.1	Neoklassik	16
2.3.2	Monetarismus	17
2.3.3	Neuklassik	17
2.3.4	Neukeynesianik	18
2.3.5	Anpassungsprozesse aus neoklassischer und neukeynesianischer Sicht	19
2.3.6	Keynesianismus	19
2.4	Potenzialwachstum	22
2.5	Schlussfolgerungen	25
3	**EMPIRISCHE VERFAHREN ZUR MESSUNG DES PRODUKTIONSPOTENZIALS**	**27**
3.1	Einleitung	27
3.2	Verwendete Definitionen des Produktionspotenzials	29
3.3	Statistische Schätzmethoden	30
3.3.1	Hodrick-Prescott-Filter	31
3.3.2	Rotemberg-Filter	34
3.3.3	Schlussbemerkung	35
3.4	Semi-strukturelle Schätzmethoden	35
3.4.1	Multivariater Kalman-Filter	35
3.4.2	Multivariater Hodrick-Prescott-Filter (MVHP-Filter)	39
3.5	Strukturelle Schätzmethoden	40
3.5.1	Produktionsfunktionen	41
3.5.2	Multivariater Kalman-Filter mit exogenen Variablen	46
3.5.3	Strukturelle Vektor-Autoregressive (SVAR)-Analyse	46
3.6	Schlussbemerkung	51
4	**POTENZIALEINSCHÄTZUNG IM RÜCKBLICK**	**55**
4.1	Einleitung	55
4.2	Ökonometrische Gründe	59
4.2.1	Statistische Revisionen der Kernzahlen und der Prognosen	60
4.2.2	Parameterunsicherheit	60
4.2.3	Endpunktunsicherheit	60
4.2.4	Modellunsicherheit	61
4.3	Ökonomische Gründe	61
4.4	Fazit	63

5 IMK-SCHÄTZUNG DES POTENZIALS MIT EINER PRODUKTIONSFUNKTION 67
5.1 Einleitung 67
5.2 Datengrundlage 68
5.3 Kalman-Filter-Schätzung der Nairu 70
5.3.1 Kalman-Filter-Schätzung der Nairu ohne exogene Variablen 73
5.3.2 Kalman-Filter-Schätzung der Nairu und exogene Variablen 80
5.3.3 Nairu und Hysterese 94
5.3.4 Projektion der Nairu 100
5.3.5 Zusammenfassung 101
5.4 Totale Faktorproduktivität 102
5.4.1 Projektion der TFP 106
5.5 Schätzung und Projektion des Produktionspotenzials 111

6 DAS POTENZIALWACHSTUM DEUTSCHLANDS 117
6.1 Das Potenzialwachstum Deutschlands im internationalen Vergleich 117
6.2 Ursachen der Wachstumsabschwächung in Deutschland 120
6.3 Strukturreformen in Deutschland 126
6.4 Chancen und Risiken der Potenzialberechnungen 128

7 ANHÄNGE 135

8 GLOSSAR 151

9 LITERATUR 159

ABBILDUNGEN

3.1	Produktionspotenzial und Produktionslücke für Deutschland mit dem HP-Filter (1600)	33
3.2	Kalman-Filter-Schätzung der Nairu im Euroraum (AWM)	39
3.3	Von internationalen Organisationen geschätzte Wachstumsrate des Produktionspotenzials Deutschlands	52
4.1	Produktionslücke und Potenzialwachstum Deutschlands: IWF Schätzungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten	56
4.2	Produktionslücke und Potenzialwachstum Deutschlands: OECD Schätzungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten	57
4.3	Produktionslücke und Potenzialwachstum Deutschlands: EU-Kommission Schätzungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten	57
4.4	IWF-Schätzungen der Produktionslücke verschiedener Länder zu unterschiedlichen Zeitpunkten	58
4.5	OECD-Schätzungen der Produktionslücke verschiedener Länder zu unterschiedlichen Zeitpunkten	59
4.6	Produktionslücken und Potenzialswachstum in künstlicher Echtzeit	65
5.1	Schätzung der Nawru mit der ursprünglichen Elmeskov-Methode	71
5.2	HP-Filter-Nawru und Elemeskov-Nawru im Vergleich	72
5.3	Elmeskov-Nawru für Deutschland mit verschiedenen Werten für α	73
5.4	Kalman-Filter-Schätzung der Nairu und der Arbeitslosigkeitslücke	78
5.5	Lohnkosten: tatsächliche und mit der Phillipskurve geschätzte Werte	79
5.6	Institutionelle Variablen für Deutschland (1970-2005)	82
5.7	Nairu und Arbeitslosigkeitslücke der Kalman-Filter-Schätzung mit der impliziten Nairu als Random Walk ohne Drift und dem geldpolitischen Indikator als exogene Variable	88
5.8	Schätzwerte der Phillipskurve der Kalman-Filter-Schätzung mit der impliziten Nairu als Random Walk ohne Drift und dem geldpolitischen Indikator als exogene Variable	89
5.9	Nairu und Arbeitslosigkeitslücke der Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable und der Nairu als Random Walk ohne Drift	91
5.10	Schätzwerte für die Phillipskurve der Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable und mit der Nairu als Random Walk ohne Drift	92
5.11	Vergleich der Nairus der zweiten und dritten Spezifikation	92
5.12	Deutsche Arbeitslosenquote nach verschiedenen Abgrenzungen	96
5.13	Nairu und Arbeitslosigkeitslücke der Kalman-Filter-Schätzung mit Langzeiterwerbslosenquote und Stufendummy s91 als exogene Variablen	98
5.14	Schätzwerte der endogenen Variable in der Phillipskurve der Kalman-Filter-Schätzung mit Langzeiterwerbslosenquote und tufendummy s91 als exogene Variablen	99
5.15	Projektion der Nairu	101
5.16	Mögliche Einflussfaktoren der totalen Faktorproduktivität	103
5.17	Anpassungsgüte der TFP-Gleichung	105
5.18	Tatsächliche, erklärte und potenzielle TFP	106

5.19	Prognosewerte für die deutsche TFP mit einem AR-Modell und Projektionswerte der EU-Kommission	107
5.20	HP-Filter für die zwei deterministischen Varianten	108
5.21	Werte der exogenen Variablen der TFP für den Projektionszeitraum (2006-2010)	109
5.22	Projektion der potenziellen TFP anhand der OLS-Gleichung	110
5.23	Vergleich der TFP-Projektionen	111
5.24	Schätz- und Projektionswerte für die Erwerbspersonen und die Arbeitszeit	112
5.25	Schätzungen des Potenzials und der Produktionslücke bei unterschiedlichen Nairus und potenziellen TFPs	113
5.26	Vergleich der Potenzialpfade für drei Varianten	114
6.1	Veränderung des Pro-Kopf-Einkommens im internationalen Vergleich	117
6.2	Arbeitsproduktivität (Stunden) im internationalen Vergleich	118
6.3	Kurzfristige Realzinsen in Deutschland und den USA	121
6.4	Saldo der öffentlichen Haushalte und Veränderung des BIP in Deutschland und den USA	122
7.1	Technischer Fortschritt (A_t) in der EU12 gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion	137
7.2	Technischer Fortschritt in Deutschland gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion	137
7.3	Produktionspotenzial und Produktionslücke in der EWU-12 gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion	138
7.4	Produktionspotenzial und Produktionslücke in Deutschland gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion	138
7.5	MVHP-Nairus (mit verschiedenen Kombinationen von λ und λ_2)	144

TABELLEN

3.1	Schätzmethoden internationaler Organisationen	28
3.2	Anzahl der Parameter in SVAR-Modellen	49
3.3	Produktionslücke und Nairu von verschiedenen internationalen Institutionen	53
5.1	Ergebnisse der Kalman-Filter-Schätzung der Nairu für Deutschland	77
5.2	Modellierung des Einflusses exogener Variablen	80
5.3	Kalman-Filter-Schätzung der Nairu mit impliziter Nairu als Random Walk ohne Drift, reale Zins-Wachstums-Differenz als exogene Variable	87
5.4	Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable mit der Nairu als Random Walk ohne Drift	90
5.5	Kalman-Filter-Schätzung mit Langzeiterwerbslosenquote und Stufendummy s91 als exogene Variablen	97
7.1	Datenbeschreibung für Deutschland und EWU-12	135

1 Einleitung

Das Produktionspotenzial ist eine entscheidende ökonomische Kategorie, weil es den erreichbaren Lebensstandard einer Volkswirtschaft anzeigt. Es stellt zudem eine wichtige Orientierungsgröße für die Geld- und Fiskalpolitik dar. So verwendet beispielsweise die Europäische Zentralbank (EZB) die Produktionslücke als Inflationsindikator und das Potenzialwachstum zur Festlegung ihres Referenzwertes für das Geldmengenwachstum. Auch für die Finanzpolitik und insbesondere die mittelfristige Finanzplanung ist die Veränderung des Produktionspotenzials von entscheidender Bedeutung, beispielsweise um die Entwicklung des strukturellen Defizits abzuschätzen. Trotz dieser herausragenden Bedeutung ist das Konzept des Produktionspotenzials kaum theoretisch und weniger noch empirisch eindeutig zu fassen.

Der Begriff Potenzial wurde im Jahre 1962 von Arthur M. Okun eingeführt und bezeichnet die Produktion einer Volkswirtschaft bei Vollbeschäftigung, wobei Okun selbst den Begriff als jene Auslastung der Einsatzfaktoren, insbesondere des Faktors Arbeit, interpretierte, bei der kein Inflationsdruck entsteht. Im modernen Sprachgebrauch ist das Produktionspotenzial damit das Niveau des realen Bruttoinlandsproduktes, das nachhaltig erreicht werden kann. Da das Konzept des Produktionspotenzials somit eine gewisse Arbeitslosenquote größer Null beinhaltet, erfordert eine Analyse des Produktionspotenzials stets eine Analyse dieser Arbeitslosenquote, der *non-accelerating inflation rate of unemployment* (Nairu).

Aus theoretischer Sicht besteht, wie in Kapitel 2 ausgeführt, die Schwierigkeit der eindeutigen Fassung des Produktionspotenzials erstens in der Frage des Beharrungsvermögen von Produktionslücken und zweitens der Frage der Endogenität des Produktionspotenzials. Die Beantwortung dieser Fragen hängt entscheidend von der jeweiligen Annahme über die Stabilität wirtschaftlicher Anpassungsprozesse ab. Keynesianisch orientierte Analysen bezweifeln die Wirksamkeit endogener Mechanismen hin zu einem Gleichgewicht, so dass sich die Möglichkeit lang andauernder Produktionslücken ergibt bzw. die Gefahr, dass sich das Potenzial infolge hysteretischer Prozesse an das verminderte Bruttoinlandsprodukt anpasst. Monetaristen und Neuklassiker vertreten demgegenüber die Position, dass Ungleichgewichte zügig durch das rationale Verhalten der Wirtschaftssubjekte beseitigt werden, und das Produktionspotenzial eine von der konjunkturellen Entwicklung unabhängige Größe ist, an das sich das Bruttoinlandsprodukt anpasst. Neukeynesianer befinden sich in einer Position dazwischen. Entsprechend unterschiedlich fallen die wirtschaftspolitischen Empfehlungen aus. Keynesianer befürworten tendenziell eine aktive, stabilisierende Makropolitik und stellen Strukturreformen unter den Vorbehalt einer makroökonomischen Flankierung. Demgegenüber erachten Monetaristen und Neuklassiker stabilisierende Politikmaßnahmen realwirtschaftlich mehr oder minder unwirksam bzw. plädieren für eine stark regelgebundene Stabilisierungspolitik. Flexibilisierende Strukturreformen stehen an vorderster Stelle der wirtschaftspolitischen Empfehlungen.

Wird aber eine Produktionslücke infolge von Hysterese-Effekten am Arbeitsmarkt und einer Anpassung des Kapitalstocks durch eine Verringerung des Potenzials geschlossen, so

ist die Makropolitik langfristig nicht neutral – sie hat eine realwirtschaftliche Wirkung. Neben der Nairu ist endogener technischer Fortschritt ein weiterer Kanal, über den die Makropolitik aus theoretischer Sicht einen Einfluss auf das Niveau des Produktionspotenzials haben kann.

Auch aus empirischer Sicht sind die Nairu und der technische Fortschritt die Faktoren, die eine eindeutige Potenzialbestimmung und die Projektion des Produktionspotenzials erschweren. Volatile Ergebnisse, die sich bei nur geringfügigen Änderungen der Spezifikationen bei der Berechnung oder des untersuchten Zeitraums einstellen, sind für die Wirtschaftspolitik problematisch, da Fehleinschätzungen gravierende Folgen für Arbeitslosigkeit und Inflation haben können.

Daher wird in Kapitel 3 dieses Gutachtens erläutert, welche Methoden von den größeren deutschen und internationalen Organisationen – Internationaler Währungsfonds (IWF), Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD), Europäische Zentralbank (EZB), EU-Kommission, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR), deutsche Wirtschaftsforschungsinstitute und Congressional Budget Office (CBO) – verwendet werden und wie stark diese Methoden auf die tatsächliche Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes reagieren. Die Methoden lassen sich in drei Gruppen unterteilen: erstens Methoden, die das Produktionspotenzial rein statistisch ermitteln (hier: der Hodrick-Prescott-Filter und der Rotemberg-Filter), zweitens Methoden, die das Potenzial zwar primär statistisch, aber unter Verwendung einzelner ökonomischer Zusammenhänge, berechnen (semi-strukturelle Methoden, hier: multivariater Hodrick-Prescott-Filter und multivariater Kalman-Filter) und drittens Methoden, die das Potenzial anhand seiner ökonomischen Determinanten herleiten (strukturelle Methoden, hier: Produktionsfunktionsansatz und Kalman-Filter mit exogenen Variablen). Die Analyse zeigt, dass nur die strukturellen Schätzmethoden es ermöglichen, zwischen den in Kapitel 2 dargestellten theoretischen Ansätzen zur Erklärung bzw. Ermittlung des Potenzialpfades zu unterscheiden. Diese Schätzmethoden eignen sich auch eher für Projektionen des Produktionspotenzials, insbesondere wenn sich die makroökonomischen oder strukturellen Rahmenbedingungen am aktuellen Rand verändert haben. Sie liefern eine ökonomische Erklärung für die Entwicklung des Produktionspotenzials und gehen damit deutlich über den rein statistischen Gehalt der univariaten Verfahren hinaus.

In der konkreten Anwendung basieren aber auch die Produktionsfunktionsschätzungen letztlich zu einem großen Teil auf univariaten Verfahren – insbesondere dem HP-Filter –, da diese zur Bestimmung der Potenzialwerte der Komponenten der Produktionsfunktion in Teilbereichen zum Einsatz kommen. Es erstaunt vor diesem Hintergrund nicht, dass sich die Ergebnisse der Potenzialschätzungen der verschiedenen Organisationen stark ähneln, und dass sie, wie in Kapitel 4 ausgeführt, näher beieinander liegen, als die Schätzungen jeder einzelnen Organisation für ein konkretes Jahr zu verschiedenen Zeitpunkten. Die Differenz zwischen der Einschätzung in der Vergangenheit und im Rückblick ist beispielsweise sehr deutlich anhand des Jahres 1999 zu sehen. So bezifferte der Internationale Währungsfonds

die Produktionslücke des Jahres 1999 im Frühjahr 2000 mit -2,8 %; im Frühjahr 2006 weist er die Produktionslücke im Jahre 1999 mit +0,1 % aus – nicht nur ein Unterschied von fast 3 Prozentpunkten, sondern auch eine Umkehr des Vorzeichens. Ein ähnlich markantes Bild zeigt sich bei der EU-Kommission und der OECD.

Zur Schätzung des Produktionspotenzials verwenden wir, wie auch die meisten internationalen Organisationen, einen Produktionsfunktionsansatz (Kapitel 5). Die hierfür erforderliche Nairu wird mit einem Kalman-Filter geschätzt. Dabei lehnen wir uns relativ stark an die Modellierungsstrategie der EU-Kommission an, auch weil dieser Ansatz für die nationalen Regierungen im Euroraum, beispielsweise bei der Formulierung der Stabilitätsprogramme, von Bedeutung ist. Ein bedeutender Unterschied besteht allerdings in der Art und Weise, in der die Potenzialniveaus der einzelnen Komponenten der Produktionsfunktion berechnet werden. Hier sind die Nairu und die totale Faktorproduktivität betroffen. Bei der Nairu-Schätzung wird die Phillipskurve anders spezifiziert und der Einfluss exogener Variablen auf die Nairu quantifiziert. Auch im Falle der totalen Faktorproduktivität versuchen wir, ökonomische Erklärungsfaktoren für die Entwicklung zu identifizieren.

Die Kalman-Filter-Technik ist zur Schätzung der Nairu geeignet, weil sie entwickelt wurde, um nichtbeobachtbare Variablen zu schätzen und die Nairu eine eben solche Variable ist. Die Nairu wird hier als nichtstationärer Trend modelliert und es wird vorausgesetzt, dass Abweichungen der tatsächlichen Arbeitslosigkeit von der Nairu (die Arbeitslosigkeitslücke) einen nennenswerten Einfluss auf die Inflationsentwicklung haben. Um den Informationsgehalt dieses ökonomischen Zusammenhangs – der Phillipskurve – für die Schätzung auszunutzen, wird die Nairu simultan mit der Philippskurve geschätzt. Die Arbeitslosigkeitslücke wird dabei als AR(2)-Prozess modelliert. Es werden drei Gruppen von Kalman-Filter-Schätzungen der Nairu dargestellt: Die erste verwendet den Kalman-Filter ohne exogene Variablen, in der zweiten Gruppe werden institutionelle Variablen und ein geldpolitischer Indikator als exogene Einflussfaktoren der Nairu berücksichtigt, und die dritte Schätzung testet auf Hysterese-Effekte. Die AR-Koeffizienten der Arbeitslosigkeitslücke implizieren dabei eine durchschnittliche Zykluslänge von 9 Jahren. Die Arbeitslosigkeitslü-cke wurde mit einer kleinen positiven Konstante geschätzt, in der ein deflationärer Druck zum Ausdruck kommt. Dies steht im Einklang mit den drei Desinflationsphasen während des Schätzzeitraumes. Dieser Schätzung zufolge lag die Nairu in Deutschland im Jahre 2005 bei 8,1 %.

Die Schätzergebnisse unter Berücksichtigung der institutionellen Variablen Kündigungsschutz, gewerkschaftlicher Organisationsgrad, Lohnersatzleistungen und Lohnkeil waren mit Ausnahme des Lohnkeils wenig robust. Das Ergebnis einer begrenzten Aussagekraft dieser Variablen steht aber durchaus in Einklang mit einem Teil der Literatur. Ohnehin hätten die institutionellen Variablen in Deutschland seit den siebziger Jahren – mit Ausnahme des Lohnkeils – wenn überhaupt einen senkenden Einfluss auf die Nairu haben müssen.

Die Wahl des geldpolitischen Indikators fiel infolge von Granger-Kausalitätstests auf die reale Zins-Wachstums-Differenz. Der Einfluss der so gemessenen Ausrichtung der Geldpolitik auf die Nairu ist robust mit 0,1 %, aber relativ klein. Ein Grund hierfür könnte sein,

dass ein Teil der Wirkung in der relativen Glätte der mit dem Kalman-Filter geschätzten Nairu verschwindet. Eine OLS-Schätzung zum langfristigen Einfluss der Geldpolitik auf die Arbeitslosenquote bestätigt und verstärkt das Ergebnis.

Auch die Schätzungen auf Hysterese-Effekte waren robust. Hysterese kann verschiedene Ursachen haben. Der Hauptgrund ist jedoch, dass die Zahl der Langzeitarbeitslosen anschwillt und dass diese einen geringeren Einfluss auf die Entwicklung des Arbeitsmarkts und insbesondere der Löhne haben als nur vorübergehend Arbeitslose. Unserer Schätzung zufolge erhöht ein Anstieg der Langzeitarbeitslosigkeit um 1 Prozentpunkt die Nairu um 0,9 Prozentpunkte. Setzt man dieses Ergebnis in Bezug zur verzögerten Arbeitslosigkeit, die in der Literatur häufig statt der Langzeitarbeitslosigkeit zur Messung von Hysterese verwendet wird, ergibt sich ein Koeffizient von 0,4. Die Signifikanz von Hysterese-Effekten impliziert, dass Faktoren dann die Nairu beeinflussen, wenn sie dazu beitragen, dass die *tatsächliche* Arbeitslosigkeit über einen längeren Zeitraum hoch oder auch niedrig ist. Unsere Analyse zeigt, dass die Arbeitslosigkeitslücke und die Nairu nicht unabhängig voneinander sind: Zu einem gewissen Grad lockert oder verhärtet sich die Struktur der Arbeitslosigkeit, so dass die Arbeitslosigkeitslücke teilweise dadurch geschlossen wird, dass die Nairu fällt bzw. steigt.

Die potenzielle totale Faktorproduktivität (TFP^*) ist neben der Nairu die entscheidende zu schätzende Variable, die das mit der Produktionsfunktion ermittelte Produktionspotenzial beeinflusst. Die zentrale Stellung dieser Größe ist der Grund, warum wir auch hier von der Modellierungsstrategie der EU-Kommission abweichen. Unser Ziel war es eine ökonomisch gehaltvolle Gleichung zu schätzen, die eine partielle Endogenisierung der totalen Faktorproduktivität (TFP) ermöglicht und es so erlaubt, Strukturbrüche zu modellieren und insbesondere im Projektionszeitraum Änderungen zu simulieren bzw. zu erfassen. Die TFP wurde daher in Abhängigkeit von verschiedenen ökonomischen Variablen geschätzt, und zwar der gesamtwirtschaftlichen Investitionsquote, den Ausgaben pro Kopf für Forschung und Entwicklung, und der US-amerikanischen TFP. Unserer Schätzung zufolge bewirkt eine Erhöhung der Investitionsquote um 1 Prozentpunkt eine Erhöhung der TFP um 1,2 %. Eine Steigerung der pro-Kopf-Ausgaben für Forschung und Entwicklung um 1 % hingegen erhöht die TFP nur um knapp 0,1 %. Steigt die US-amerikanische TFP um 1 %, so nimmt die deutsche TFP um 0,9 % zu. Auch hier gibt es einen Einfluss der Geldpolitik, allerdings nicht direkt, sondern indirekt über ihre Wirkung auf die Investitionsquote. Die potenzielle TFP wird bestimmt, indem gleichgewichtige Werte für die Investitionsquote und die Ausgaben für Forschung und Entwicklung bei der TFP-Schätzung verwendet werden.

Für die Ermittlung des Produktionspotenzials sind die Nairu und die potenzielle TFP von entscheidender Bedeutung. Die potenzielle TFP variiert stark, je nachdem wie die Schätzung spezifiziert ist. Da sich die totale Faktorproduktivität in der Produktionsfunktion Eins zu Eins in das Produktionspotenzial übersetzt, gilt das Gleiche für Schätzung des Produktionspotenzials und dessen Projektion. Auch die erforderlichen Schätz- und Projektionswerte für die Erwerbspersonen und die Arbeitszeit sind mit erheblicher Unsicherheit behaf-

tet, da verschiedene Schätzvarianten möglich sind und bei dem üblicherweise verwendeten HP-Filter das Endpunktproblem besonders ausgeprägt ist.

In Kapitel 6 wird argumentiert, dass das Wachstumsgefälle (pro Kopf) zwischen Deutschland und den USA primär zum einen auf den stärkeren Rückgang der Arbeitszeit und zum anderen auf den Anstieg der Arbeitslosigkeit zurück zu führen sein dürfte. Letzteres steht in Zusammenhang mit der wirtschaftspolitischen Reaktion auf verschiedene adverse Schocks in den vergangenen 15 Jahren (deutsche Vereinigung, Asienkrise 1998/99, Ölpreisschock und Aktiencrash zu Beginn des Jahrtausends, Abbruch der US-Konjunktur 2000/2001, Anschläge vom 11. September und die geopolitischen Unsicherheiten in Zusammenhang mit dem Irakkrieg sowie der weitere drastische Anstieg der Ölpreise bis zum heutigen Zeitpunkt). Die Geldpolitik wahrte zwar die Preisstabilität, sie begegnete aber der Nachfrageabschwächung nicht offensiv genug, was sich unter anderem daran zeigt, dass sie ihr mittelfristiges Inflationsziel trotz der wiederholt massiven Ölpreissteigerungen nur minimal verfehlte, in Deutschland lagen die Preissteigerungsraten teilweise deutlich darunter. In Deutschland wäre wegen der schwachen Entwicklung zudem die Fiskalpolitik gefordert gewesen, auch weil hier anders als in den meisten anderen Ländern des Euroraums keine Entlastung durch die im Zuge der Europäischen Währungsunion zum Teil deutlich gesunkenen Realzinsen zu verzeichnen war.

Das letztlich mangelnde Wissen über die Höhe der Nairu und die Höhe der potenziellen totalen Faktorproduktivität erlauben die Schätzung deutlich verschiedener Produktionspotenziale. Dadurch erschwert sich die Verwendung dieses theoretisch wichtigen Konzepts für wirtschaftspolitische Empfehlungen. Zwar kann aus den Schätzungen abgeleitet werden, welche Faktoren das Potenzial erhöhen – beispielsweise ein Anstieg der Investitionsquote, der positiv auf die totale Faktorproduktivität wirkt. Letztlich kann man aber bei keiner Potenzialschätzung den Anspruch auf Richtigkeit bzw. Genauigkeit erheben, so dass mehrere Schätzungen gleichzeitig zur Orientierung verwendet werden müssen. Dies allerdings erschwert nicht nur die fiskalpolitische Planung, sondern auch die Anwendung geldpolitischer Regeln, wie beispielsweise der Taylor-Regel. Angesichts der ungelösten Schwierigkeiten ein belastbares Wachstumspotenzial empirisch zu ermitteln, muss die Wirtschaftspolitik lernen, ihre Ziele ohne eine solche Größe zu erreichen. Insbesondere ist sie gefordert, bei ruhigen Inflationsaussichten, d.h. einer stabilitätsgerechten oder verhaltenen zugrunde liegenden Inflationsentwicklung, das Potenzial in der Praxis pragmatisch wirtschaftspolitisch zu testen, mit dem Ziel einen virtuosen Kreis sinkender Nairu, steigender Erwerbsbeteiligungsquote, zunehmenden Produktivitätswachstums und einer Verbesserung der haushaltspolitischen Lage in Gang zu setzen.

Ohne Zweifel können bestimmte Strukturreformen das Produktionspotenzial und gegebenenfalls auch das Potenzialwachstum erhöhen, aber auch in diesem Kontext kommt der Makropolitik eine Rolle zu. Zudem haben Strukturreformen wirtschaftliche und gesellschaftspolitische Konsequenzen, die abgewägt werden müssen, und nicht alle in der Literatur dominierenden Reformen des Arbeitsmarktes haben einen eindeutig positiven Effekt. Dies

gilt nicht nur für den Bereich Lohnverhandlungen und den Kündigungsschutz, sondern auch für die Arbeitslosenunterstützung.

2 Das Produktionspotenzial in theoretischer Perspektive

2.1 Einleitung

Das Produktionspotenzial ist als nachhaltig erreichbarer Lebensstandards einer Volkswirtschaft eine zentrale Größe für die Wirtschaftstheorie und die Wirtschaftspolitik. Entsprechend befasst sich die Wirtschaftstheorie einerseits mit den Anpassungsprozessen, die durch ein Abweichen der tatsächlichen Produktion vom Produktionspotenzial in Gang gesetzt werden und leitet aus der Geschwindigkeit und Stabilität dieser Prozesse Empfehlungen für die Wirtschaftspolitik ab. Andererseits analysiert sie, in welcher Weise einzelne strukturelle Merkmale der Wirtschaft auf das Potenzial wirken und formuliert potenzialsteigernde Strukturreformen. Unterschiede in der theoretischen Analyse und in den wirtschaftspolitischen Empfehlungen basieren dabei primär auf den zugrunde liegenden Annahmen *erstens* über die inhärente Stabilität von Anpassungsprozessen, *zweitens* über das Beharrungsvermögen existierender Produktionslücken und *drittens* über die Endogenität des Produktionspotenzials.

Eine keynesianisch orientierte Analyse stellt die Wirksamkeit endogener Mechanismen hin zu einem Gleichgewicht in Frage und befürwortet daher tendenziell eine aktive, stabilisierende Makropolitik. Strukturreformen stehen folglich unter dem Vorbehalt einer makroökonomischen Flankierung. Demgegenüber sind Monetaristen und Neuklassiker, Stabilitätsoptimisten und zugleich Politikpessimisten: Markt endogene Anpassungsprozesse sorgen gleichsam automatisch für eine Rückkehr zum Gleichgewicht; dagegen sind stabilisierende Politikmaßnahmen realwirtschaftlich mehr oder minder unwirksam. Sie plädieren angesichts von Friktionen zwar ebenfalls für eine Stabilisierungspolitik, aber für eine stark regelgebundene. Flexibilisierende Strukturreformen stehen wie auch bei der Neuklassik an vorderster Stelle der wirtschaftspolitischen Empfehlungen. Neuklassische Theoretiker interpretieren zudem Konjunkturzyklen in der Regel als eine Folge technologischer Schocks, mithin als Potenzialzyklen, und lehnen jegliche Stabilisierungspolitik ab.

Neben der Frage wie die tatsächliche Produktion mit dem Produktionspotenzial in Einklang gebracht werden kann und jener, wie das Niveau des Potenzials gesteigert werden kann, stellt sich auch die Frage nach den Bestimmungsfaktoren des Potenzialwachstums. Das reale Bruttoinlandsprodukt steigt seit Mitte der neunziger Jahre in den Vereinigten Staaten um durchschnittlich 3,3 % pro Jahr, verglichen mit 1,3 % in Deutschland. Das höhere Bevölkerungswachstum in den USA (+1,1 % vs. +0,1 % in Deutschland) und das zunehmende Arbeitszeitgefälle (USA: -0,2 % vs. Deutschland: -0,6 %) erklären die Differenz zu einem großen Teil. Aber auch die Stundenproduktivität nahm in den USA mit durchschnittlich 2,8 % und damit etwas stärker zu als in Deutschland (2,2 %). Die entscheidende Frage ist: Erklärt sich der geringere Produktivitätszuwachs in Deutschland durch eine schwache konjunkturelle Entwicklung – und ist damit ein Ungleichgewichtsphänomen –, oder durch einen flacheren Wachstumspfad infolge einer langsameren Ausweitung des Kapitalstocks bzw. durch einen niedrigeren Zuwachs der potenziellen totalen Faktorproduktivität? Im folgenden

Abschnitt wird zunächst der Potenzialbegriff erläutert und in einen historischen Zusammenhang gestellt. Abschnitt 2.2 liefert sodann einen Überblick über jene Faktoren, die entsprechend gängiger Theorien das Niveau des Produktionspotenzials einer Volkswirtschaft bestimmen, und über den Zusammenhang zwischen tatsächlicher Produktion und Produktionspotenzial, wobei die Unterschiede zwischen den verschiedenen wirtschaftstheoretischen Ansätzen herausgearbeitet werden. Die Bestimmungsfaktoren des Potenzial*wachstums* werden mit Rekurs auf die gängigen wachstumstheoretischen Ansätze in Abschnitt 2.3 thematisiert.

2.2 Definition und Historie

Das Produktionspotenzial ist das reale (preisbereinigte) Niveau des Bruttoinlandsproduktes, das nachhaltig erreicht werden kann. Eine Beschränkung des Produktionspotenzials ergibt sich aus mehreren Gründen: Begrenztheit natürlicher Ressourcen (Bevölkerung, Rohstoffe), institutionelle Regelungen (insbesondere auf dem Arbeitsmarkt) und historische Ausstattungen (insbesondere der Bestand an physischem Kapital und Humankapital). Nachhaltig bedeutet, dass vom Produktionsniveau weder deflationäre noch inflationäre Tendenzen ausgehen. Das Konzept des Produktionspotenzials enthält daher das Konzept der Nairu (non-accelerating inflation rate of unemployment), d.h. einer inflationsstabilen Arbeitslosenquote auf dem Arbeitsmarkt.

Der Begriff Potenzial wurde im Jahre 1962 von Arthur M. Okun eingeführt und bezeichnet die Produktion einer Volkswirtschaft bei Vollbeschäftigung. In den Worten von Okun: „How much output can the economy produce under conditions of full employment?" Konkret ging es Okun darum, den mit einem Anstieg der Arbeitslosigkeit einhergehen materiellen Verlust zu verdeutlichen und ein Maß für die Vollauslastung der Volkswirtschaft zu entwickeln, anhand dessen sich gegebenenfalls ein Handlungsbedarf der Wirtschaftspolitik ablesen lässt. Hierfür konzipierte Okun den nach ihm benannten Koeffizienten, der den negativen Zusammenhang zwischen der Veränderung der Arbeitslosenquote und der Veränderung des Bruttoinlandsproduktes quantifiziert. Für die USA schätzte Okun einen Koeffizient von 3,3: Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt geht demnach einher mit einem um 3,3 % niedrigeren Bruttoinlandsprodukt. Allerdings sei darauf hingewiesen, dass Okun dabei einen Schätzfehler machte. Okun schätzte den Koeffizienten auf der Grundlage der Arbeitslosenquote als abhängige Variable und des Bruttoinlandsprodukts als unabhängige Variable, und bildete dann den reziproken Wert, um die von ihm gewünschte Abhängigkeit des BIP-Wachstums von der Arbeitslosenquote zu quantifizieren.[1] Schätzt man auf der Grundlage seiner Daten den Koeffizienten (richtigerweise) direkt, beträgt er nur 2.[2] Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt bewirkt damit eine Verringerung des

[1] Eine solche Invertierung ist nicht zulässig, weil es sich nicht um Definitionsgleichungen handelt, sondern um stochastische Gleichungen. Der Ursprungsgleichung und der invertierten Gleichung liegen unterschiedliche Annahmen für die Fehlerterme zugrunde.

[2] Barreto / Howland (1993): http://www.wabash.edu/dept/economics/Faculty%20Work/Okun/index.html.

Bruttoinlandsproduktes um 2 %. Eine entsprechende Schätzung für Deutschland (1995-2005) ergibt einen Okun-Koeffizienten von 1,1, so dass ein Anstieg der Arbeitslosenquote um einen Prozentpunkt mit einer Verringerung des Bruttoinlandsproduktes um etwa 1 % einhergeht.[3]

Das Konzept des nachhaltigen Potenzials, von dem keine Inflationsimpulse ausgehen, ist sehr viel älter als die Begriffe „nachhaltig", „Potenzial" und auch als der Begriff „Nairu". Okun selbst interpretierte den Begriff Potenzial als jene Auslastung der Einsatzfaktoren, insbesondere des Faktors Arbeit, bei der kein Inflationsdruck entsteht. Wie folgendes Zitat zeigt, war seiner Einschätzung nach Vollbeschäftigung bei einer Arbeitslosenquote von 4 % erreicht.

> "Potential GNP is a supply concept, a measure of productive capacity. But it is not a measure of how much output could be generated by unlimited amounts of aggregate demand. The notion would probably be most productive in the short-run with inflationary pressure pushing the economy. But the social target of maximum employment and production is constrained by a social desire for price stability and free markets. The full employment goal must be understood as striving for maximum production without inflationary pressure; or more precisely, as aiming for a point of balance between more output and greater stability, with appropriate regard for the social valuation of these two objectives.
>
> It is interesting and perhaps surprising that there seems to be more agreement that a four percent unemployment rate is a reasonable target under existing labor market conditions than on any of the analytical steps needed to justify such a conclusion.
>
> …I shall now state that it [the four per cent unemployment rate] is the target rate of labor utilization underlying the calculation of potential GNP in this paper."
>
> (Okun 1962: 98)

Auch Joan Robinson hob hervor, dass Vollbeschäftigung nicht mit völliger Abwesenheit von Arbeitslosigkeit gleichgesetzt werden kann, da im Falle einer „übervollen" Beschäftigung eine Preis-Lohn-Preis-Spirale in Gang gesetzt würde.

> "From the first it was obvious that if we ever reached and maintained a low level of employment, with the same institutions of free wage bargaining and the same code of proper behaviour for the trade unions that then obtained, the vicious spiral of rising prices, wages, prices would become chronic. […] it is very troublesome ideologically, for both Full Employment and stable prices are Good Things. The solution sometimes found is to say that when wages are rising there is overfull employment and to define Full Employment so as to include enough unemployment to prevent money wage-rates from rising faster than productivity."
>
> (Robinson 1962: 88f.)

Und bereits vor mehr als 100 Jahren stellte Wicksell im Rahmen des von ihm entwickelten Konzepts des ‚natürlichen' Zinssatzes einen Zusammenhang her zwischen dem Verhältnis von gesamtwirtschaftlicher Produktion und Produktionspotenzial einerseits und Veränderun-

[3] Eigene Berechnungen auf der Grundlage von VGR- und AMECO-Daten und einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion.

gen des aggregierten Preisniveaus andererseits. Wicksell betonte dabei, dass eine Theorie der Inflation die Entwicklung von Angebot und Nachfrage analysieren muss. Zwar verwendete Wicksell nicht den Begriff Produktionspotenzial, und auch nicht – was nahe liegend gewesen wäre – den Begriff des ‚natürlichen' Produktionsniveaus, aber das Konzept ist offensichtlich implizit in seiner Analyse enthalten.[4]

> There is a certain rate of interest on loans which is neutral in respect to commodity prices, and tends neither to raise nor to lower them.
>
> (Wicksell 1936 [1898]: 102.)

So schreibt denn auch Williams, Volkswirt der Federal Reserve Bank of San Fransisco, mit Bezug auf Wicksell, dass

> „…the natural rate is defined to be the real fed funds rate consistent with real GDP equaling its potential level (potential GDP) in the absence of transitory shocks to demand. Potential GDP, in turn, is defined to be the level of output consistent with stable price inflation, absent transitory shocks to supply. Thus, the natural rate of interest is the real fed funds rate consistent with stable inflation absent shocks to demand and supply."
>
> (Williams 2003)

Da das Konzept des Produktionspotenzials somit eine gewisse Arbeitslosenquote größer Null beinhaltet, erfordert eine Analyse des Produktionspotenzials stets eine Analyse dieser Arbeitslosenquote, der *non-accelerating inflation rate of unemployment* (Nairu).[5] Der Nairu liegt der Grundgedanke zugrunde, dass es ein bestimmtes Niveau der Arbeitslosigkeit gibt, das mit Preisniveaustabilität zu vereinbaren ist, während ein Überschreiten dieses Niveaus einen Anstieg der Inflationsrate und ein Unterschreiten eine Verringerung der Inflationsrate bewirken. Entscheidend ist in diesem Zusammenhang, dass neben institutionellen Faktoren auch die Wirtschaftspolitik gegebenenfalls die Nairu bzw. das Produktionspotenzial beeinflussen können, worauf die beiden unten stehenden Zitate hindeuten.

> "In some countries, such as the United States, the rise in unemployment was transitory; in others, including many European countries, the Nairu rose and has remained high ever since. I argue that the reaction of policymakers to the early 1980s recessions largely explain these differences. ... In countries where unemployment rose permanently, it did so because policy remained tight in the face of the 1980s recessions."
>
> (Ball 1999: 190)

> "... the long-run aggregate supply curve may be vertical, but its location is endogenous to macroeconomic policy."
>
> (Solow 1998: 11)

[4] Ein interessanter und zu erforschender Punkt ist dabei, dass Wicksell die Auffassung vertrat, dass selbst in der langen Frist der so genannte Bankzins nicht mit dem natürlichen Zinssatz übereinstimmen muss.

[5] Das Konzept der Nairu wurde von Modigliani und Papademos (1975) entwickelt, die sie allerdings als Niru bezeichneten (noninflationary rate of unemployment). Verwendet wurde der Begriff Nairu erstmals von Tobin (1980). Anders als der Begriff der „natürlichen Rate der Arbeitslosigkeit", den Milton Friedman in seiner Presidential Address to the American Economic Association im Jahre 1968 einführte, ist die Nairu kein rein neoklassisches Konzept; vgl. Carlin / Soskice (1990: 166). Den Begriff ‚natürlich' entlehnte Friedman von Wicksell.

Ursprünglich wurden Maße für das Produktionspotenzial als Orientierungsgröße für die Geld- und Fiskalpolitik in der kurzen und mittleren Frist (1 bis 2 Jahre) entwickelt. Die sechziger Jahre waren durch einen keynesianisch inspirierten Optimismus in die Feinsteuerung der Makroökonomie gekennzeichnet. Es herrschte die Auffassung vor, dass die Geldpolitik oder die Fiskalpolitik in einer Konstellation der Unter- oder Überauslastung von Kapital und Arbeit expansiv bzw. restriktiv gegensteuern kann und sollte, um eine zügige Rückkehr der tatsächlichen Produktion zum Potenzial zu erreichen. In den folgenden Jahrzehnten nahm dieser Stabilisierungsoptimismus mit dem Aufstieg der monetaristischen Theorie ab. Milton Friedman wies im Rahmen seines Modells nach, dass die Wirkungsverzögerungen insbesondere der Geldpolitik lang und variabel sein können und damit die Gefahr einer prozyklischen Konjunkturpolitik besteht. Folglich könnte eine antizyklisch gemeinte, aber letztlich prozyklisch wirkende Geldpolitik das Wachstum sogar instabiler machen. Daher sei eine regelgebundene Geldpolitik vorzuziehen (Friedman 1968). Andere Theoretiker wiesen auf die Tendenz zu politisch induzierten Konjunkturzyklen im Vorfeld von Wahlen hin. In den siebziger und achtziger Jahren dominierte das Bild der Wirtschaftspolitik, deren realwirtschaftliche Wirksamkeit allein auf dem Ausnutzen von Erwartungsfehlern der Marktteilnehmer beruhte. Die Beschäftigung kann demnach durch geldpolitische Maßnahmen nur dann erhöht werden, wenn eine zumindest temporäre Geldillusion vorliegt. Die Theorie der rationalen Erwartungen entzog diesem Wirkungsstrang der Geldpolitik seine theoretische Legitimation. Seither beherrschen die Verfechter einer Regelbindung der Fiskal- und insbesondere der Geldpolitik das Feld. Die institutionelle Unabhängigkeit der Bundesbank, ihre primäre Ausrichtung auf das Ziel der Geldwertstabilität und ihre (zumindest verbal) verfolgte Geldmengenstrategie waren Ausdruck dieser theoretischen Entwicklungen. Ähnliches gilt gegenwärtig für die EZB.

Auch in der Gegenwart stellt das Produktionspotenzial eine wichtige Orientierungsgröße für die Geld- und Fiskalpolitik dar. Die EZB verwendet die Produktionslücke als Inflationsindikator und das Potenzialwachstum zur Festlegung ihres Referenzwertes für das Geldmengenwachstum. Für alle Zentralbanken, die ein Inflation Targeting betreiben,[6] ist die Produktionslücke eine zentrale Orientierungsgröße und für einige, wie die US-amerikanische Federal Reserve, ist sie auch ein direkter Indikator, der Handlungsbedarf anzeigt (Greenspan 2005). Aber auch für die Finanzpolitik und insbesondere die mittelfristige Finanzplanung ist die Veränderung des Produktionspotenzials von entscheidender Bedeutung, um beispielsweise die Entwicklung eines strukturellen Defizits abzuschätzen. In den Vereinigten Staaten ist es daher auch das Congressional Budget Office (CBO), das die Potenzialberechnungen zur Unterstützung der Politik vornimmt.

[6] Für einen Überblick über die geldpolitische Strategie des Inflation Targeting, siehe Svensson (1999) und Mishkin (1999) sowie Bernanke und Mihov (1997).

2.3 Strukturfaktoren und Wirtschaftspolitik

Die Beschränkungen des Produktionspotenzials können natürliche, institutionelle und historische Ursachen haben. So sind beispielsweise das Bevölkerungswachstum und knappe Rohstoffe eine natürliche Beschränkung. Der physische Kapitalstock ist eine historische Beschränkung, sofern der Kapitalstock pro Kopf nicht dem langfristigen Gleichgewichtswert (dem Steady State) entspricht. Auch der Bestand an Humankapital ist eine historische Beschränkung. Die Höhe der Erwerbsbeteiligungsquote und der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (Nairu) kann institutionelle und historische Ursachen haben. Ähnliches gilt für den Wettbewerbsgrad in der Wirtschaft. Wirtschaftspolitische Maßnahmen, die auf diese Faktoren einwirken, können somit das Produktionspotenzial beeinflussen.

Nettoinvestitionen in physisches Kapital erhöhen das Produktionspotenzial und bei unverändertem Arbeitseinsatz auch die Grenzproduktivität der Arbeit sowie den Reallohn. Das gleiche gilt für Investitionen in Humankapital. Unseren Berechnungen auf Basis einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion zufolge erhöhen beispielsweise Nettoinvestitionen in Höhe von 5 % des Bruttoinlandsproduktes den Kapitalstock in Deutschland um 1,5 % und damit für sich genommen das Produktionspotenzial um 0,7 %.[7] Ein Anstieg der Erwerbsbeteiligungsquote um 5 Prozentpunkte (auf 81,1 %) könnte für sich genommen eine Erhöhung des Produktionspotenzials um bis zu 2,6 % implizieren. Der gleichgewichtige Reallohn würde dabei unverändert bleiben, wenn der Kapitalstock entsprechend stiege. Analog kann ein Rückgang der Nairu um 3 Prozentpunkte einen Anstieg des Produktionspotenzials von bis zu 1,7 % bewirken.

Während diese Zusammenhänge weitgehend unbestritten sind, wird in der Literatur die Frage, ob und unter welchen Umständen eine staatliche Nachfragepolitik das Potenzial beeinflussen kann, kaum thematisiert bzw. kategorisch verneint. Dieser Frage gilt daher unser besonderes Interesse. Wie im Folgenden dargestellt wird, besteht aus neoklassischer, monetaristischer und neuklassischer Sicht aufgrund der Annahme einer inhärenten Stabilität der Wirtschaftsprozesse ein Automatismus zwischen Änderungen, die potenziell auf das Produktionspotenzial wirken, und der tatsächlichen Produktion. Aus keynesianischer Sicht ist es demgegenüber möglich, dass solche Änderungen wirkungslos bleiben, wenn sie keine Erhöhung der tatsächlichen Produktion nach sich ziehen und sich das Potenzial infolge hysteretischer Effekte auf dem Arbeitsmarkt oder beim Kapitalstock sogar wieder verringert.

2.3.1 Neoklassik[8]

In der von Marshall, Pigou, Fisher und Walras geprägten Neoklassik des späten 19. und frühen 20. Jahrhunderts wird das Produktionspotenzial bei gegebener Technologie durch den

[7] Die Berechnungen basieren auf Daten der AMECO-Datenbank, der zufolge der Kapitalstock gut dreimal so hoch ist wie das Bruttoinlandsprodukt. Unterstellt ist eine Produktionselastizität des Kapitals in Höhe von 0,4.

[8] Die Bezeichnungen der verschiedenen Denkschulen sind nicht immer eindeutig. Hier wird die vor der Neoklassik herrschende Theorie in der Tradition von Smith und Ricardo im 18. und 19. Jahrhundert als Klassik bezeichnet.

vorhandenen Kapitalstock, die erwerbsfähige Bevölkerung und die Arbeits-Freizeit-Entscheidung der Erwerbspersonen bestimmt. Die Konsum-Spar-Entscheidung in Abhängigkeit vom Realzins determiniert die Ausweitung des Kapitalstocks und damit das künftige Produktionspotenzial.

Die neoklassische Dichotomie zwischen der realen Sphäre und der Geldsphäre gewährleistet in diesem Theoriegebäude, dass es bei einer Störung des Gleichgewichts durch eine adäquate Anpassung der relativen Preise immer wieder zu einer Vollauslastung des Potenzials kommt. Geld wird lediglich als Transaktionsmittel verwendet und bildet „einen Schleier" über die Realwirtschaft, beeinflusst diese aber nicht. Die Quantitätstheorie $(M\overline{V} = P\overline{Y})$ stellt den proportionalen Zusammenhang zwischen Geldmengenvolumen und Preisniveau dar.

2.3.2 Monetarismus

Der Monetarismus entwickelte die Neoklassik durch eine Neuformulierung der Quantitätstheorie als Theorie der Geldnachfrage und die Einführung des Konzepts der natürlichen Arbeitslosenquote weiter. Die natürliche Arbeitslosenquote ist in diesem Kontext:

> "the level [of unemployment] that would be ground out by the Walrasian system of general equilibrium equations, provided there is imbedded in them the actual structural characteristics of the labor and commodity markets, including market imperfections, stochastic volatility in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labour availabilities, the costs of mobility, and so on."
>
> (Friedman 1968: 8.)

Lohn- und Preisstarrheiten wurden in die Modellierung aufgenommen, so dass es in der kurzen Frist zu Abweichungen vom Potenzial kommen kann. Allerdings basieren diese Abweichungen im Rahmen monetaristischer Modelle letztlich auf Geldillusion in Folge adaptiver Erwartungen und verzögerter Anpassungen; langfristig haben hier alle realen Variablen, wie der Realzins und die Arbeitslosenquote ein natürliches Niveau, dass von den wirtschaftlichen Fundamentalfaktoren abhängt.

Die Geldpolitik kann daher dem monetaristischen Ansatz zufolge nur einen dauernden realen Einfluss auf die Realwirtschaft ausüben, indem sie eine ständig steigende Geldmengenausweitung erzeugt, die sich über kurz oder lang in erhöhten Inflationsraten niederschlägt. Infolge der Annahme adaptiver Erwartungen erliegen die Wirtschaftssubjekte in diesem Fall immer wieder für einen gewissen Zeitraum der Geldillusion.

2.3.3 Neuklassik

Die in adaptiven Erwartungen implizite Annahme, dass Wirtschaftssubjekte nicht dazu lernen, war ein entscheidender Grund für die Entwicklung der Theorie rationaler Erwartungen der Neuklassik (Lucas 1972). Diesem Ansatz zufolge hat die Geldpolitik auch kurzfristig kaum eine Wirkung, da die Wirtschaftssubjekte im Falle einer geldpolitischen Aktion bereits

die Wirkung auf das Preisniveau mit Hilfe rationaler Erwartungen im Kern antizipieren und ihr Verhalten entsprechend anpassen.

Die Real-Business-Cycle-Theorie ist eine Variante dieser modernen neoklassischen Makroökonomie. Ihre Begründer Kydland/Prescott (1982) und Nelson/Plosser (1982) erklären das zyklische Muster von Rezessionen und Expansionen nahezu vollständig durch reale Schocks, wie technologischem Fortschritt, steuerpolitischen Änderungen und anderen unvorhersehbaren Entwicklungen der wirtschaftlichen Fundamentalfaktoren. Der Konjunkturzyklus wird folglich als optimale Reaktion auf realwirtschaftliche Schocks interpretiert.

2.3.4 Neukeynesianik

Die Neukeynesianik hat sich die Aussage der Neoklassik im Hinblick auf die längere Frist zu Eigen gemacht. Basierend auf mikroökonomisch fundierten Ansätzen gelten im Prinzip die gleichen Anpassungsmechanismen wie in den üblichen neoklassischen Modellen. Der Unterschied besteht in der Analyse der kurzen Frist. In neukeynesianischen Ansätzen bestehen unvermeidbare Lohn- und Preisstarrheiten, die auch das kurzfristige Fortbestehen eines Unterbeschäftigungsgleichgewichts zulassen. In Übereinstimmung mit monetaristischen und einigen neuklassischen Ansätzen ist damit kurzfristig auch eine Nichtneutralität des Geldes[9] möglich, und zwar insbesondere infolge langfristiger Lohnkontrakte (Fischer 1977, Taylor 1980) und Kosten der Preisanpassung (Rotemberg 1982, Mankiw 1985, Ball/Romer 1990).

In der neueren Literatur hat sich ein Strang herausgebildet, der einerseits die Argumente der Neukeynesianer aufgreift, andererseits aber teilweise zu originär keynesianischen Ergebnissen gelangt.[10] Die theoretischen und auch empirischen Untersuchungen stellen die mikroökonomische Rationalität einer Abwesenheit jedweder Geldillusion in Frage. Die Kosten des Informationsaufwandes übersteigen den Nutzen zumindest bei hinreichend niedrigen Inflationsraten.[11] Deshalb ist es selbst im Rahmen eines ansonsten neoklassischen Modellrahmens rational für Arbeitsanbieter bei einer geringen Erhöhung der Inflationsrate nicht mit entsprechend erhöhten Lohnforderungen zu reagieren, da der mögliche Reallohnverlust gering ist. Die Folge ist, dass die Geldpolitik real wirksam ist, und zwar – bewegt sich die Inflationsrate innerhalb eines bestimmten Rahmens – auch langfristig. Dann aber ist durch Geldpolitik nicht nur die kurzfristige Konjunkturentwicklung, sondern auch der langfristige Wachstumspfad zu beeinflussen – ein rein keynesianisches Resultat. Beschleunigt sich aber die Inflation zu stark, gelten die üblichen neoklassischen Neutralitätseigenschaften. Denn dann ist es für

[9] Seit den 1980er Jahren wird in der Literatur eine Unterscheidung gemacht zwischen der Neutralität des Geldes und der Superneutralität des Geldes. Neutralität ist gegeben, wenn eine einmalige, unerwartete Änderung des Geldmengenvolumens keinen Einfluss auf das Niveau des Bruttoinlandsproduktes hat. Superneutralität ist gegeben, wenn eine einmalige, unerwartete Veränderung der Wachstumsrate der Geldmenge keinen Einfluss auf das Niveau des Bruttoinlandsproduktes hat. Lucas (1972) verwendet den Begriff Neutralität um den Tatbestand zu beschreiben, der mittlerweile als Superneutralität gefasst wird. Im Jahre 1986 unterscheidet Geweke (1986) erstmals zwischen den beiden Begriffen, seit Mitte der neunziger Jahre ist diese Unterscheidung üblich.

[10] Siehe Akerlof (2002), Karanassou et al. (2002).

[11] Siehe Akerlof (2002).

die Arbeitanbieter rational sich über die exakte Inflationsentwicklung zu informieren; anderenfalls liefen sie Gefahr kräftige Reallohnverluste hinzunehmen.

2.3.5 Anpassungsprozesse aus neoklassischer und neukeynesianischer Sicht

Aus neoklassischer Sicht und auch in den meisten neukeynesianischen Ansätzen gestaltet sich der endogene Anpassungsprozess zur vollen Auslastung des Produktionspotenzials relativ einfach.[12] Steigt beispielsweise das Produktionspotenzial unbemerkt infolge eines erhöhten technischen Fortschritts, bewirkt das Überschussangebot ein Sinken der Preise und Löhne, so dass bei gleich bleibender nominaler Nachfrage die entsprechend gestiegene reale Nachfrage dem erhöhten Angebot entspricht. Das Saysche Gesetz gilt in allen Varianten der Neoklassik: Das Angebot schafft sich seine eigene Nachfrage. Analog gestaltet sich der Anpassungsprozess, wenn sich beispielsweise infolge einer erhöhten Erwerbsbeteiligungsquote das Arbeitsangebot erhöht. Der Wettbewerb zwischen den Arbeitnehmern bewirkt bei zunächst gegebenem Kapitalstock ein Sinken der Reallöhne auf ein Niveau, das eine höhere Vollbeschäftigung ermöglicht.[13] Die Zunahme der Beschäftigung impliziert einen Anstieg der Grenzproduktivität des Kapitals, so dass die Investitionstätigkeit zunimmt und der Kapitalstock in den Folgeperioden ausgeweitet wird.[14] Nach Abschluss des Anpassungsprozesses sind in der Folge der Kapitalstock und die Beschäftigung höher als im Ausgangsszenario, die Reallöhne sind wieder auf dem (höheren) Ausgangsniveau.[15]

2.3.6 Keynesianismus

Der skizzierte Zusammenhang zwischen Preisen, Löhnen und Nachfrage bildet ebenfalls ein zentrales Thema der General Theory und auch jener keynesianischen Literatur, die sich mit der Instabilität von Anpassungsprozessen befasst (siehe beispielsweise Spahn 1997, Tobin 1993, Greenwald/Stiglitz 1993, Leijonhufvud 1990, Riese 1986). In Frage gestellt wird dabei, ob die gesamtwirtschaftliche Nachfrage bei sinkenden Löhnen tatsächlich unverändert bleibt:

> „For, whilst no one would wish to deny the proposition that a reduction in money-wages *accompanied by the same aggregate effective demand as before* will be associated with an increase in employment, the precise question at issue is whether the reduction in money-wages will or will not be accompanied by the same aggregate effective demand as before measured in money, or, at any rate, by an aggregate effective demand which is not reduced in full proportion to the reduction in money-wages.“
>
> (Keynes [1936] 1964: 259 - 260, Hervorhebung im Original)

---

[12] Infolge dieser Ähnlichkeit zwischen neukeynesianischer und neoklassich-monetaristischer Theorie bezeichnet King (2000: 49) das neukeynesianische Modell auch als „New Neoclassical Synthesis“.

[13] Unterstellt seien vollkommene Märkte, eine substitutionale Produktionsfunktion, konstante Skalenerträge und ein gegebenes Weltzinsniveau.

[14] Vgl. Bean (1997: 100); Burda/Wyplosz (1994: 204); Gordon (1997: 439/441).

[15] Die Reallöhne erreichen ihr ursprüngliches Niveau, wenn das Zinsniveau trotz erhöhter Investitionstätigkeit unverändert bleibt; siehe beispielsweise Burda/Wyplosz (1994: 203ff.).

Ist die sofortige und vollkommene Preisanpassung des neoklassischen Modells nicht gegeben, so kommt es zwangsläufig zu Mengenanpassungen, die wiederum Auswirkungen auf Produktion, Einkommen und Beschäftigung haben (Tobin 1993: 46). Kommt es nicht sofort zu Neueinstellungen, sinkt die effektive Gesamtnachfrage infolge der geringeren Nominaleinkommen der Arbeitnehmer.

> „The relevant labor demand curves are the nominal values of marginal products. These values will fall, the demand curves will shift down, if and as product prices fall. Product prices will fall because nominal labor incomes decline along with wage rates; as a result workers' money demand for the products they produce will decline too. Here, then, is a case in which demand and supply schedules do not stay put while the price adjustment to excess supply takes place. It is illegitimate to appeal to the intuition that seems so credible for single markets."
>
> (Tobin 1993: 58)

Der entscheidende theoretische Dissens besteht in der Wirkungsanalyse dessen, was passiert, wenn das Preisniveau bzw. die Inflationsrate unerwartet sinkt. Bewirkt der relative Rückgang des Preisniveaus einen Anstieg der realen aggregierten Nachfrage und damit eine endogene wirtschaftliche Stabilisierung, wie es die Neoklassik ableitet? Oder ist es eher wahrscheinlich, so die keynesianische Argumentation, dass endogene expansive Wirkungen ausbleiben, und so die positive Wirkung auf den Arbeitsmarkt entfällt, bzw. dass sogar die restriktiven Effekte des (relativen) Preisrückgangs überwiegen mit der Folge einer Rezession bzw. einer kumulativen Destabilisierung.

> „(T)he question is whether proportionate deflation of all nominal prices will or will not increase aggregate effective real demand."
>
> (Tobin 1993: 58)

In der Literatur finden sich zwei expansive Effekte: der Keynes-Effekt und der Realkasseneffekt. Beide Effekte werden unter der Annahme abgeleitet, dass die Geldpolitik das Geldangebot konstant hält bzw. mit einer konstanten Rate ausweitet.

Der Keynes-Effekt besteht in einem Zinsrückgang, der sich bei konstantem Geldangebot und sinkender Nachfrage einstellt. Auslöser ist ein Nachgeben der Geldnachfrage bei sinkenden Preisen. Bleibt das Geldangebot konstant, muss der Zins fallen, damit der Geldmarkt ins Gleichgewicht zurückkehrt. In der Folge erhöht sich die Investitionsnachfrage. Keynes selbst hat zwei Gegenargumente gegen die Wirksamkeit des Keynes-Effektes geliefert: erstens eine geringere Zinselastizität der Investitionsnachfrage und zweitens eine hohe Zinselastizität der Geldnachfrage (Liquiditätsfalle). Wird zudem eine weitere Disinflation erwartet, verringert sich die Grenzleistungsfähigkeit des Kapitals und die Investitionstätigkeit sinkt.[16]

[16] Dieser bei Keynes (1936) nachzulesende Zusammenhang wird auch Mundell-Tobin-Effekt genannt. Ebenfalls zu erwähnen ist der von Postkeynesianern besonders hervorgehobene Einkommensverteilungseffekt: Im Zuge fallender Löhne und Preise kommt es zu einer Einkommensumverteilung zu Lasten der Lohnempfänger mit geringerer Konsumneigung, die ihrerseits den Mangel an Gesamtnachfrage verstärkt (Kalecki 1939, 1942).

Der auf Pigou und Patinkin zurückgehende Realkasseneffekt besagt, dass die Realkasse und der reale Wert der Finanzaktiva der Wirtschaftssubjekte durch den Preisniveaurückgang steigen und die Wirtschaftssubjekte infolge dieses Vermögenszuwachses ihren Konsum und gegebenenfalls auch ihre Investitionen ausweiten (Patinkin 1992, Tobin 1993). Der Wirksamkeit dieses, für die Neoklassik zentralen, endogen stabilisierenden Realkasseneffekts steht insbesondere der Fisher-Effekt entgegen, demzufolge ein sinkendes Preisniveau bzw. eine sinkende Inflationsrate (relativ zu den erwarteten Werten) die reale Schuldenbelastung der Unternehmen erhöht und negativ auf die Produktions- und Investitionstätigkeit wirkt.[17] Die kontraktive Reaktion der Unternehmen und der Banken auf die Liquiditäts- und Vermögenseffekte einer steigenden Realverschuldung unter der Annahme von Risikoaversion analysieren beispielsweise Greenwald/Stiglitz (1993). In den Worten von Patinkin,

> „the question remains whether it [the real-balance effect] is strong enough to offset the adverse expectations generated by a price decline, including those generated by the wave of bankruptcies that might well be caused by a severe decline. In brief, the question remains whether the real-balance effect is strong enough to assure the stability of the system: that is, to ensure that automatic market forces will restore the economy to a full-employment equilibrium position ...“

Patinkin (1992: 297)

Welche Konsequenz hat nun das Fehlen endogen stabilisierender Mechanismen, insbesondere des Realkasseneffekts, für das Produktionspotenzial? Zunächst gar keinen. Kommt es zu nachfragebedingten Abweichung der Produktion von dem Produktionspotenzial entsteht zunächst eine Produktionslücke.[18] Der destabilisierende Prozess sinkender Löhne und sinkender Nachfrage kommt zwar durch die Rigidität der Nominallöhne zu einem Ende, es gibt aber keine Tendenz zur Schließung der Produktionslücke – es herrscht ein Unterbeschäftigungsgleichgewicht. Entweder bleibt die Produktionslücke nun bestehen oder sie schließt sich, indem das Potenzial abnimmt.

Auf den ersten Fall konzentrierte sich Keynes in der General Theory und auf ihn bezieht sich die wirtschaftspolitische Schlussfolgerung, dass

> “(A)n increase in the quantity of money will have no effect whatever on prices, so long as there is any unemployment”

(Keynes [1936] 1964: 295).

Auch Blanchard/Summers (1986) analysieren mit dem Insider-Outsider-Modell den Fall eines Unterbeschäftigungsgleichgewichts. In beiden Fällen ist eine expansive Makropolitik bzw. ein anderer exogener makroökonomischer Impuls erforderlich und hinreichend um die Lücke zu schließen. Für die Wirtschaftspolitik besteht allerdings ein gravierendes Diagnoseproblem. Bei Abwesenheit von Disinflation in einem Unterbeschäftigungsgleichgewicht

[17] Auch für den Bestand an Zentralbankgeld gilt, dass sich Schuldner und Gläubiger gegenüberstehen, da Zentralbankgeld in erster Linie über eine Verschuldung der Unternehmen beim Bankensystem und der Banken bei der Zentralbank in Umlauf kommt.

[18] Der Fall einer angebotsbedingten Produktionslücke wird weiter unten angesprochen, da die Wirkungsmechanismen weniger eindeutig sind.

könnte die Wirtschaftspolitik fälschlicherweise annehmen, das Potenzial habe sich verringert.

Eine auf unabsehbare Zeit bestehende Produktionslücke ist aus theoretischer Sicht unwahrscheinlich. Über kurz oder lang führen eine Anpassung des Kapitalstocks (Bean 1997: 93; Gordon 1997: 439) und Hysterese-Effekte am Arbeitsmarkt[19] zu einer Verringerung des Potenzials, und die Produktionslücke wird von dieser Seite geschlossen. Es existiert somit zwar unfreiwillige Arbeitslosigkeit, aber es existieren, wenn überhaupt, nur in geringem Maße unterausgelastete maschinelle und räumliche Industriekapazitäten, und die Langzeitarbeitslosen werden zum herrschenden Reallohn auch im Falle einer Nachfragebelebung nicht eingestellt. Die Implikation für die realwirtschaftliche Wirkung der Geldpolitik ist, dass sie nicht nur kurzfristige sondern auch langfristige Wirkungen haben kann.

> "…If monetary policy can affect real economic activity by means other than money illusion then it may be possible for money to be nonsuperneutral in the long run."
>
> Espinosa-Vega (1998: 13)

Auch die Wirkung angebotsseitiger Veränderungen auf das Produktionspotenzial ist aus keynesianischer Sicht eine andere als in der Neoklassik. Strukturreformen, die das Arbeitsangebot erhöhen, lösen für sich genommen einen nach unten gerichteten Lohndruck aus und dämpfen damit Nachfrage und Produktion. Ohne einen expansiven Impuls erhöht sich die Produktion nicht. Ein solcher Impuls muss nicht von der Makropolitik kommen, der Realkasseneffekt wird ihn aber wahrscheinlich nicht liefern. Wie im obigen Beispiel eines sich nach unten anpassenden Potenzials ist ein vorübergehendes Sinken des Reallohnes eine notwendige aber nicht hinreichende Bedingung für den Anstieg des Produktionspotenzials.

Der Fall eines erhöhten technischen Fortschritts als Ursache für einen nicht antizipierten Anstieg des Produktionspotenzials ist insofern anders, als er den gleichgewichtigen, nicht jedoch sofort den tatsächlichen Reallohn erhöht und sich zunächst in höheren Gewinnen niederschlägt, die positiv auf die Investitionstätigkeit wirken und einen Nachfrageanstieg begünstigen. Allerdings kommt es zwangsläufig zu einer Disinflation, wenn die Zentralbank das erhöhte Potenzial nicht alimentiert.

2.4 Potenzialwachstum

Eine zunächst kurzfristig erhöhte Arbeitslosigkeit beeinflusst, wie oben dargelegt, nicht nur das Niveau des Bruttoinlandsproduktes, sondern kann durch Hystereseeffekte und verminderte Investitionen auch auf das Niveau des Produktionspotenzials wirken. Bei gegebenem Arbeitseinsatz bestimmen die kumulierten Nettoinvestitionen einer Volkswirtschaft – der Kapitalstock – die Höhe des Produktionspotenzials einer Volkswirtschaft. Mit den längerfristigen Veränderungen des Kapitalstocks beschäftigt sich die Wachstumstheorie.

[19] Für einen Überblick über die verschiedenen Hystereseursachen am Arbeitsmarkt, siehe Abschnitt 5.3.3.

Unter der Annahme sinkender Grenzproduktivitäten und einer gegebenen Sparquote leitet die auf Solow zurückgehende neoklassische Wachstumstheorie ab, dass es ein Niveau des Kapitalstocks pro Arbeitnehmer gibt, bei dem die Investitionen genau den Abschreibungen entsprechen, so dass der Kapitalstock pro Arbeitnehmer konstant bleibt – er befindet sich dann im Steady State. Ist der Kapitalstock höher, so übersteigen die Abschreibungen die Investitionen und der Kapitalstock sinkt im Zeitablauf; ist der Kapitalstock niedriger, so steigt der Kapitalstock infolge der über die Abschreibungen hinausgehende Investitionstätigkeit. Es leuchtet somit unmittelbar ein, dass im neoklassischen Wachstumsmodell die Sparquote keinen Einfluss auf die langfristige Wachstumsrate hat, sondern ausschließlich auf die Höhe des Kapitalstocks und damit auf das Niveau des Bruttoinlandsproduktes. Nur in der Phase, in der sich der Kapitalstock anpasst, beispielsweise infolge einer veränderten Sparquote, gibt es einen Zusammenhang zur Veränderungsrate des Bruttoinlandsproduktes.[20] Allerdings kann diese Anpassungsphase gut 20 Jahre dauern.[21]

Die neoklassische Wachstumstheorie kann längerfristig unterschiedliche Wachstumsraten zwischen Ländern oder Regionen nicht erklären. Zwar können abweichende Pro-Kopf-Einkommen begründet werden, und zwar in erster Linie über divergierende Sparneigungen, die ihrerseits unterschiedliche gleichgewichtige Kapitalstöcke begründen, aber auch dies gilt nur bei unvollständiger internationaler Kapitalmobilität (McCallum 1996). Die langfristige Wachstumsrate des Produktionspotenzials (pro Kopf) wird einzig und allein durch den technischen Fortschritt bestimmt, der im Modell exogen vorgegeben ist. Daran ändert auch die Weiterentwicklung von Mankiw et al. Nichts. Mankiw et al. (1992) erweitern das neoklassiche Wachstumsmodell um Humankapital. Steigendes Humankapital wirkt den sinkenden Grenzerträgen des Kapitals entgegen, verlangsamt jedoch lediglich den Konvergenzprozess zum Steady-State.

Die beschränkte Fähigkeit des neoklassischen Wachstumsmodells die in der Realität zu beobachtenden drastischen Unterschiede im Niveau und in der Veränderungsrate des Bruttoinlandsproduktes in einzelnen Ländern zu begründen sowie die aus forschungsstrategischer Sicht unbefriedigende Exogenität des technischen Fortschrittes führte in den achtziger Jahren zur Entwicklung von Modellen mit endogenem Wachstum.

---

[20] Im Solow-Modell hängt die Wachstumsrate des Kapitalstocks pro Kopf (k) von der exogenen Zuwachsrate des technischen Fortschritts (g), der Sparquote (s), dem Bevölkerungswachstum (n) und der Abschreibungsquote (δ) ab. Sie ist somit gegeben durch $\frac{\dot{k}}{k} = s\frac{f(k)}{k} - (n+\delta+g)$. Im Steady-State gilt $\dot{k} = 0 \Leftrightarrow sf(k) = (n+\delta+g)k$. Damit hat eine Veränderung der Sparquote nur außerhalb des Steady-States einen beschleunigenden Effekt auf die Wachstumsrate $\frac{\dot{k}}{k}$, während sie im Steady-State lediglich einen Niveaueffekt zur Folge hat; siehe auch Lucas (1988).

[21] Dabei ist das sogenannte Golden-Rule-Niveau des Kapitalstocks jenes, das langfristig das Konsumniveau maximiert, und zwar konkret jener Kapitalstock pro-Kopf bei dem die zusätzliche Produktion der erhöhten Abschreibung entspricht. Das dieses Niveau in den meisten Volkswirtschaften nicht erreicht ist, zeigt Blanchard (1997): Unter der Annahme einer Abschreibungsrate von 10 % wird das Golden-Rule-Niveau bei einer Sparquote von 50 % langfristig erreicht wird.

Leitmotiv der endogenen bzw. „neuen“ Wachstumstheorie ist ein langfristig andauernder technologischer Fortschritt sowie ein entsprechendes Produktivitätswachstum und damit die Nichtexistenz abnehmender Grenzerträge. Im Steady-State mit endogenem technischen Fortschritt nimmt der Faktor Arbeit mit der Rate des Bevölkerungswachstums zu, während die effektive Arbeit, der Kapitalstock und die Produktion mit einer Rate in Höhe der Summe aus Bevölkerungswachstum und technologischem Fortschritt steigen.

Im Rahmen dieser endogenen Wachstumstheorie existieren drei verschiedene Paradigmen (Aghion/Howitt 2005): das AK-Modell, das Modell der Produktvielfalt und der Schumpetersche Ansatz.

Das AK-Modell unterscheidet nicht zwischen Kapitalakkumulation und technischem Fortschritt, sondern setzt Humankapital gleich technologischem Fortschritt (Lucas 1988). Unter dieser Annahme muss es keine abnehmenden Grenzerträge geben, da das Humankapital zusammen mit dem physischen Kapital wächst. Demgegenüber nehmen die Grenzerträge in der Standardtheorie ab, weil die Anzahl der Arbeitnehmer bzw. der Arbeitsstunden ein begrenzender Faktor ist. Im AK-Modell wird Humankapital mit derselben Rate akkumuliert wie physisches Kapital; das Potenzial wächst daher mit derselben Rate wie der Kapitalstock. Diese positive langfristige Wachstumsrate hängt ihrerseits von der Sparquote ab.

Das Modell der Produktvielfalt geht auf den Begründer der “neuen” Wachstumstheorie, Paul Romer, zurück, der menschliches Wissen ebenfalls als Wachstumsmotor interpretierte, wobei er steigende Grenzerträge der Wissensakkumulation unterstellte. Produktivität hängt in diesem Fall vom Grad der Produktvielfalt ab. Innovation durch neue Produkte steigert die Produktivität, wobei die Produktivität in der Entwicklung neuer Produkte umso größer ist, je größer die bestehende Produktvielfalt ist.

Die dritte Variante der neuen Wachstumstheorie, die Schumpetersche Wachstumstheorie, basiert auf qualitätsverbessernden Innovationen, die alte Produkte ersetzen und damit einen Prozess der kreativen Zerstörung in Gang setzen (Aghion/Howitt 2005). Grundlage des Modells ist eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und die Wachstumsrate hängt, wie in der neoklassischen Theorie von der totalen Faktorproduktivität ab, nur dass in diesem Fall die totale Faktorproduktivität durch die endogene Innovationsrate bestimmt wird.

Aghion/Howitt (2005) argumentieren, dass Unvollkommenheiten der Kreditmärkte verhindern können, dass Firmen in der Rezession Innovationen und Reorganisationen realisieren. Hängt die Liquidität von Firmen von ihren aktuellen Einnahmen und Krediten ab und ist die Kreditaufnahme in der Rezession beschränkt, weil die Kreditgewährung von den aktuellen Einnahmen abhängt, so werden langfristige Investitionen wie Entwicklung und Forschung in Erwartung von Rezessionen geringer ausfallen als ohne diese Beschränkung (Aghion/Howitt 2005: 26). Die Autoren zeigen, dass antizyklische investitionsorientierte Fiskalpolitik eine positive Auswirkung auf die Wachstumsrate haben kann. Bemerkenswert ist, dass die Autoren eine entsprechende geldpolitische Wirkung aufgrund mangelnder empirischer Evidenz verwerfen, obwohl diese aus theoretischer Sicht nahe liegend wäre, zumal die Analyse explizit auf Stiglitz/Greenwald aufbaut.

Durch den endogenen technischen Fortschritt ergibt sich somit ein weiterer möglicher Einfluss der Makropolitik auf das Niveau des Produktionspotenzials, neben dem Einfluss den sie auf die Nairu und den Kapitalstock haben kann.

> "There is a common prejudice in macroeconomics, which is widely shared among policy makers, which they learned in their undergraduate education years and which we still see being developed in most textbooks of intermediate macroeconomics: namely, that there is a perfect dichotomy between, on the one hand macroeconomic policy (budget deficit, taxation, money supply) taken to affect primarily the short-run and whose primary aim is to stabilize the economy; and on the other hand, long-run economic growth, which is either taken to be exogenous or to depend only upon structural characteristics of the economy (property right enforcement, market structure, market mobility and so forth). The only link between macropolicy and long-run growth that most policy makers believe in, is that growth requires macroeconomic stability everything else remaining equal."
>
> (Aghion/Howitt 2005: 24)

2.5 Schlussfolgerungen

Auf den ersten Blick scheint das Konzept des Produktionspotenzials relativ schlicht zu sein: Die maximale inflationsstabile Produktion hängt von den vorhanden Einsatzfaktoren und dem Stand der Technologie ab; die Zunahme des Potenzials entsprechend von der Veränderung des Kapitalstocks sowie der Erwerbspersonen und dem technischen Fortschritt. Dabei stellen sich jedoch bereits aus theoretischer einige wesentliche und komplexe Fragen:

- Wie hoch ist die Nairu und welche Faktoren beeinflussen sie?
- Wie flexibel ist die Erwerbsbeteiligungsquote?
- Ist eine Erhöhung der Sparquote für einen verstärkten Aufbau des Kapitalstocks erforderlich und hinreichend?
- Wie kann der technische Fortschritt theoretisch gefasst werden?

So bewirkt im Falle eines Unterbeschäftigungsgleichgewichts ein wie auch immer induzierter Abbau der Arbeitslosigkeit eine Erhöhung des Bruttoinlandsproduktes, so dass sich bei unveränderter Sparquote das Sparvolumen erhöht und damit gegebenenfalls auch das Investitionsvolumen und der Kapitalstock.

Gibt es einen endogenen technischen Fortschritt, so ist gegebenenfalls ein Abbau der Arbeitslosigkeit bei unverändertem Nominal- und Reallohnniveau auch dann möglich, wenn die unausgelasteten Produktionskapazitäten bereits abgebaut wurden.

Aus empirischer Sicht bestehen als vordringliche Probleme die Messung und Vorausschätzung der Nairu und des technischen Fortschritts. Die Ergebnisse müssen zudem stabil sein, um als Hilfe für mittelfristige Orientierung dienen zu können. Die Antworten auf diese Fragen sind insbesondere für die Wirtschaftspolitik von entscheidender Bedeutung. Volatile Ergebnisse, die sich bei nur geringfügigen Änderungen von Spezifikationen bei der Berechnung oder des untersuchten Zeitraums einstellen, sind für die Wirtschaftspolitik eine Gefahr.

Denn Fehleinschätzungen können gravierende Folgen für die Arbeitslosigkeit und die Inflation haben. In den folgenden beiden Kapiteln werden daher die üblichen Methoden zur Messung des Produktionspotenzials aufgezeigt und kritisch bewertet.

Mittelfristige Projektionen müssen fundierte Prognosen zur Entwicklung der Einsatzfaktoren und des technischen Fortschritts berücksichtigen und unter der Annahme einer bestimmten Wirtschaftspolitik gemacht werden, da die Makropolitik auch einen Einfluss auf das Produktionspotenzial haben kann. Wie im folgenden Kapitel beschrieben wird, sind die durchaus üblichen Filtermethoden diesem Anspruch bereits von der Konstruktion her nicht gewachsen. Werden derart gewonnene Potenzialschätzungen als Orientierungsgröße der Wirtschaftspolitik verwendet, so besteht die Gefahr, dass sie zu einer self-fulfilling prophecy werden:

> ".. if I understand the Bundesbank's method adequately, it is required always to make the average level of potential output during each four or five year period equal the average level of output actually observed during that same period. This means that the calculation can never conclude that there has been a persistent gap in either direction. This method is not confirming the dogma; it is part of the dogma.
>
> If this method had been applied in the 1930s, it would have reported a much smaller Depression than we believed then and believe now to have occurred; it would have claimed that the Depression was only about half as bad as it appeared to be. In addition, it would have come to the truly remarkable conclusion that some of those long depression years … were actually years of excess demand and overemployment. The Bundesbank, if it had existed then, would have felt impelled to contract the already desperate economy; and the Sachverständigenrat would have agreed."
>
> (Solow 2000: 10-11)

3 Empirische Verfahren zur Messung des Produktionspotenzials

3.1 Einleitung

Im Folgenden wird erläutert, welche Methoden von den größeren deutschen und internationalen Organisationen – Internationaler Währungsfonds (IWF), OECD, Europäische Zentralbank (EZB), EU-Kommission, Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR), deutsche Wirtschaftsforschungsinstitute und US-amerikanisches Congressional Budget Office (CBO) – verwendet werden und wie stark diese Methoden auf die tatsächliche Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes reagieren. Die Methoden lassen sich in drei Gruppen unterteilen: erstens Methoden, die das Produktionspotenzial rein statistisch ermitteln (*statistische* Methoden), zweitens Methoden, die das Potenzial zwar primär statistisch, aber unter Verwendung einzelner ökonomischer Zusammenhänge, berechnen (*semi-strukturelle Methoden*) und drittens Methoden, die das Potenzial anhand seiner ökonomischen Determinanten herleiten (*strukturelle* Methoden).

Es wird sich zeigen, dass nur die strukturellen Schätzmethoden es ermöglichen, zwischen den im vorigen Kapitel dargestellten theoretischen Ansätzen zur Erklärung bzw. Ermittlung des Potenzialpfades zu unterscheiden**.** Diese Schätzmethoden eignen sich auch eher für Projektionen des Produktionspotenzials, insbesondere wenn sich die makroökonomischen oder strukturellen Rahmenbedingungen am aktuellen Rand verändert haben. Insbesondere liefern sie eine ökonomische Erklärung und gehen damit deutlich über den rein statistischen Gehalt der univariaten Verfahren hinaus.

Die Eignung für Prognosezwecke ist eines der Kriterien, nach denen die verschiedenen Berechnungsverfahren sodann in Kapitel 4 beurteilt werden. Ein weiterer Aspekt ist die Revisionsanfälligkeit. Ist die Revisionsanfälligkeit hoch, schmälert dies wegen der geringen Verlässlichkeit der Ergebnisse den Nutzen des berechneten Potenzials für Projektionen und die Wirtschaftspolitik erheblich. Als weiteres Gütekriterium der Schätzmethoden wird die Qualität von ex ante Prognosen herangezogen und es werden exemplarisch ex ante und ex post Prognosen verglichen. Dabei versteht es sich von selbst, dass Korrekturen der Daten vom Statistischen Amt des jeweiligen Landes von keiner Methode erfasst werden können.

Die Fülle der Schätzmethoden lässt erhebliche Abweichungen bei den Ergebnissen der Potenzialschätzungen von verschiedenen Institutionen für die jeweiligen Länder erwarten. Vergleicht man nun die Resultate stellt sich heraus, dass dies tatsächlich kaum der Fall ist (siehe Kapitel 4). Zu unterschiedlichen Zeitpunkten variieren die Schätzergebnisse für ein gegebenes Jahr allerdings beträchtlich. So weist der Internationale Währungsfonds im Jahre 2005 retrospektiv für Deutschland im Jahr 2000 eine positive Produktionslücke von 1,7 % aus, die OECD eine von 2,0 %; im Jahre 2001 lagen die Schätzergebnisse beider Institutio-

nen für 2000 bei 0,0 %.[22] Im Nachhinein hat sich also die Einschätzung der wirtschaftlichen Lage erheblich verändert.

Die Darstellung der verschiedenen Methoden in diesem Abschnitt zeigt, dass die Kongruenz weniger die Robustheit der einzelnen Schätzergebnisse indiziert, sondern eher die erhebliche Unsicherheit, mit denen alle Schätzungen behaftet sind, und die Tatsache, dass auch im Falle komplexerer ökonometrischer Verfahren, wie dem Produktionsfunktionsansatz, für die Bestimmung der Inputfaktoren oftmals auf einfache Filterverfahren, insbesondere den Hodrick-Prescott-Filter, zurückgegriffen wird.

Tabelle 3.1
Schätzmethoden internationaler Organisationen

	Statistische Methoden		Strukturelle Methoden		Anmerkungen
	HP-Filter	Andere univariate Filter	Produktions-funktion	Kalman-Filter	
Internationaler Währungsfonds	TFP und Partizipationsrate		Potenzial (Privater Sektor)		Hoher Spielraum des Länderdesks, Öffentlicher Dienst ungefiltert
EU-Kommission	TFP, Partizipationsrate		Potenzial (Gesamt-ökonomie)	Nawru	
Europäische Zentralbank	TFP Area Wide Mode (AWM)		Potenzial (MB)	Potenzial (MB), Nairu (AWM)	MB = Monatsbericht
OECD	TFP, Arbeitszeit, Partizipationsrate		Potenzial (Privater Sektor)	Nawru (früher MV-HP)	Öffentlicher Dienst ungefiltert
Wirtschaftsforschungsinstitute der Gemeinschaftsdiagnose	Potenzial	Potenzial			
Sachverständigenrat	Potenzial	Potenzial	Potenzial (eingestellt)		Nimmt auch z.T. Schätzungen der OECD bzw. der EU-Kommission
Congressional Budget Office			Potenzial (Privater Sektor)	Nairu (verheiratete Männer)	TFP-Trend mit deterministischem (gebrochenem) Trend, Nairu anderer Gruppen extrapoliert aus der Nairu für verheiratete Männer, andere Sektoren werden mit einfacheren Methoden berechnet, wobei gebrochene deterministische Trends zum Einsatz kommen

[22] Vgl. IMF, World Economic Outlook September 2005 und Dezember 2001; OECD, Economic Outlook 78/2005, Dezember 2005 und Dezember 2001.

3.2 Verwendete Definitionen des Produktionspotenzials

Die Definition des Potenzialbegriffs kann auf zweifache Weise Einfluss auf die empirische Schätzung haben; und zwar auf die Wahl der Methode und auf die Wahl der erklärenden Variablen.

Wird die Entwicklung des Produktionspotenzials mit dem beobachteten Wachstumstrend gleichgesetzt, so hat der Begriff keinen ökonomischen, sondern lediglich statistischen Gehalt. In diesem Fall genügen die statistischen Methoden zur Ermittlung des Produktionspotenzials den empirischen Erfordernissen. Der Umkehrschluss gilt ebenso: Die statistischen Methoden genügen dem Erkenntnisgegenstand nur dann, wenn das Potenzialwachstum mit dem Wachstumstrend gleichgesetzt wird.

Die an der Gemeinschaftsdiagnose beteiligten Wirtschaftsforschungsinstitute liefern in ihren Gutachten keine inhaltliche Definition des Produktionspotenzials bzw. des Potenzialwachstums, sie verwenden den Begriff jedoch oftmals, insbesondere in Zusammenhang mit der Geldpolitik. Aus Zitaten, wie dem folgenden, lässt sich allerdings ableiten, dass die (Mehrheit der) Institute den neoklassischen Automatismus von veränderten Angebotsbedingungen hin zum Produktionspotenzial unterstellen:

> "Ist der Anstieg der Löhne geringer als die Rate, die sich aus dem mittelfristigen Produktivitätszuwachs zuzüglich der Zielinflationsrate ergibt, steigt das Produktionspotenzial in der Volkswirtschaft vorübergehend schneller, weil sich die Angebotsbedingungen verbessern." (Institute 2002a: 65)

Demgegenüber wies das DIW Berlin seinerzeit in zahlreichen Minderheitsvoten auf den Zusammenhang zwischen der Wirtschaftspolitik und der wirtschaftlichen Entwicklung hin:

> "Welche wirtschaftspolitische Strategie zur Überwindung der Schwäche der deutschen Wirtschaft angemessen ist, hängt entscheidend davon ab, auf welcher Marktseite die wesentlichen Probleme gesehen werden. Das DIW Berlin sieht im Gegensatz zur Mehrheit der Institute die entscheidenden Ursachen für das schwache Wachstum und die hohe Arbeitslosigkeit in einem Nachfragemangel, auf den seit Jahren wirtschaftspolitisch nicht angemessen reagiert wurde und der sich deshalb verschärfte. Es ist diese langanhaltende Nachfrageschwäche, die den Wachstumstrend nach unten drückte."
>
> (Institute 2004: 96)

Erstmals in Institute (2005) ist eine konkrete Erläuterung der verwendeten Schätzverfahren zu finden. Dabei handelt es sich ausschließlich um statistische Filter, und im beistehenden Text wird nur der Begriff Trendoutput, nicht aber Potenzialoutput verwendet. Dies dürfte dem Umstand geschuldet sein, dass sich die Autoren der begrifflichen Unterscheidung zwischen beiden Konzepten durchaus bewusst sind – in der wirtschaftspolitischen Analyse werden dennoch Aussagen zum Potenzialwachstum auf Basis der statistischen Schätzergebnisse getroffen.

Die übrigen Institutionen verwenden ökonomische Definitionen des Produktionspotenzials, die im Wesentlichen mit der des CBO übereinstimmen. Das CBO unterscheidet in der üblichen Art und Weise zwischen Potenzial- und Trendoutput. Der Trendoutput ist demnach

ein rein statistisches Konzept, das nicht als „maximum sustainable output“ (CBO 2004: 2) interpretiert werden kann, da relevante ökonomische Größen wie beispielsweise Inflation und Kapazitätsauslastung unberücksichtigt bleiben. Ökonomisch interpretierbar sei lediglich das Produktionspotenzial, das aus der Schätzung eines ökonomischen Modells unter Berücksichtigung der wesentlichen ökonomischen Variablen resultiert.

> „That measure—known as potential output—is an estimate of “full-employment” gross domestic product, or the level of GDP attainable when the economy is operating at a high rate of resource use.
>
> Although potential output measures the productive capacity of the economy, it is not a technical ceiling on output that cannot be exceeded. Rather, it is a measure of sustainable output, in which the intensity of resource use is neither adding to nor subtracting from inflationary pressure. If actual output exceeds its potential level, then constraints on capacity begin to bind, restraining further growth and contributing to inflationary pressure. If output falls below potential, then resources are lying idle and inflation tends to fall.”
>
> (CBO 2004: 1)

Ähnlich definiert die EZB das Produktionspotenzial, hebt aber zudem hervor, dass bereits die theoretische Definition der Produktionslücke, und damit des Produktionspotenzials, nicht eindeutig ist:

> “Concerning the output gap, measurement errors are likely to be significant in view of the unavailability of a precise theoretical definition of this aggregate variable.”
>
> (Angeloni et al. 2001: 43)

Die EZB, wie auch alle anderen Institutionen, die ihre Potenzialschätzung in makroökonometrische Modelle einbauen, treffen zudem eine Annahme, die Konsequenzen für die in Frage kommenden erklärenden Variablen des Produktionspotenzials hat. Sie nehmen die theoretisch keineswegs zwangsläufige langfristige Nichtneutralität des Geldes an.

> In the long run, there is therefore a clear dichotomy between the real and nominal variables in the economy.
>
> (Angeloni et al. 2001: 8)

Hierdurch ist per Annahme ausgeschlossen, dass eine staatliche Nachfragepolitik einen Einfluss auf das Produktionspotenzial hat.

3.3 Statistische Schätzmethoden

Die statistischen Methoden sind univariate Verfahren, denen die Überlegung zugrunde liegt, dass das Potenzial und das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt langfristig demselben Trend folgen. Deshalb wird das Potenzial durch ein statistisches Filterverfahren direkt aus der Datenreihe des Bruttoinlandsprodukts ermittelt, ohne auf Information aus anderen ökonomischen Zeitreihen, wie etwa der Inflation, zurückzugreifen (daher die Bezeichnung univariat). Im Prinzip zerlegen diese Verfahren die beobachtete Reihe des Bruttoinlandsprodukts auf der Basis von Annahmen über die übliche Länge des Zyklus in eine Trend- und eine Zyklus-

komponente. Erstere wird üblicherweise als Potenzial interpretiert. Exemplarisch für diese Verfahren ist der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter). Dieser ist nichts anderes als ein zweiseitiger gleitender Durchschnitt, der zwangsläufig am Anfang und am Ende des Zeitraums zu einem einseitigen Filter wird. Weitere univariate Verfahren sind der Rotemberg-Filter, der Christiano-Fitzgerald-Filter, der Baxter-King-Filter, der Beveridge-Nelson-Filter, deterministische Trends und State-Space-Modelle in ihrer univariaten Form. Univariate Methoden werden beispielsweise vom Sachverständigenrat verwendet[23] und in vielen ökonometrischen Studien, in denen das Produktionspotenzial zwar eine Rolle spielt, aber nicht im Vordergrund steht. Die Einseitigkeit der univariaten Filter am Ende der Zeitreihe erzeugt das sog. Randwertproblem. Denn dadurch werden Schätzungen am aktuellen Rand in der Regel stark revidiert, sobald neue Datenpunkte hinzugefügt werden. Dies erschwert es erheblich, das aktuelle Potenzial verlässlich einzuschätzen. Noch gravierender ist aber die faktische Gleichsetzung von Trend- und Potenzialwachstum. Wenn sich nämlich nur vorübergehend ein sinkender Wachstumstrend herausgebildet hat, impliziert dies ein geringeres Potenzial mit all den aufgezeigten wirtschaftpolitischen Konsequenzen, die zu dessen Verfestigung führen können. Analog wird ein erhöhtes Potenzial erst mit erheblicher zeitlicher Verzögerung ökonometrisch erfasst. Da es im Rahmen dieser Verfahren keine ökonomische Erklärung des Potenzials gibt, ist die Gefahr einer Fehleinschätzung besonders hoch; der Trend besitzt lediglich Aussagekraft über vergangenes realisiertes, nicht aber über das potenzielle künftige Wachstum. In diesem Abschnitt werden der Hodrick-Prescott-Filter und der Rotemberg-Filter dagestellt, wobei ersterer der gängigste der univariaten Filter ist; für die anderen Filter sei auf Schumacher (2002) und Logeay (2006) verwiesen.

3.3.1 Hodrick-Prescott-Filter

Der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) ist die gängigste univariate Methode zur Schätzung des Produktionspotenzials. Mit ihr wird die Zeitreihe durch Bildung eines gleitenden Durchschnitts gefiltert. Bereits im Jahre 1980 wurde der HP-Filter in einem Arbeitspapier der Carnegie-Mellon Universität beschrieben, aber erst 1997 wurde er von Hodrick und Prescott durch ihre Veröffentlichung bekannt gemacht. Der HP-Filter bot erstmals eine einfache Alternative zur deterministischen, linearen Bestimmung des Produktionspotenzials, die eine nichtstationäre Zeitreihe in eine stationäre Komponente und eine nichtstationäre Komponente zerlegt. Das deterministische Produktionspotenzial bildet dabei das eine Extrem der Ergebnisse des HP-Filters bei dem die zentrale Stellgröße des Filters, der Glättungsparameter λ, gegen unendlich geht.

Mathematisch ausgedrückt löst der HP-Filter folgendes Minimierungsproblem nach y^* (Produktionspotenzial), bei gegebenem Glättungsparameter:

$$(3.1) \quad min_{t=1...T} \left(\Sigma_{t=1...T} \{ (y_t - y^*_t)^2 + \lambda(\Delta y^*_{t+1} - \Delta y^*_t)^2 \right)$$

[23] Vgl. Sachverständigenrat (2000) und Jondeu und Le Bihan (2005).

Dabei ist T die Zahl der Beobachtungen, y_t das Bruttoinlandsprodukt und y_t^* das Produktionspotenzial. Der erste Term der Gleichung (3.1) ist die Produktionslücke, der zweite Term ist die zweite Differenz des Produktionspotenzials. Dieser zweite Term ist ein Indikator der Glätte des Produktionspotenzials. Durch den Glättungsparameter λ wird das Gewicht der Glätte des Produktionspotenzials relativ zur Glätte der Produktionslücke bestimmt (Boone 2000), d.h. wie groß die Variationen der Produktionslücke im Vergleich zu denen des Produktionspotenzials sein können, und damit die Geschwindigkeit mit der sich das Bruttoinlandsprodukt dem Produktionspotenzial angleicht und entsprechend auch die Durchschnittslänge des Konjunkturzyklus.

(3.2)

$$\lambda = \frac{\sigma^2_{y-y^*}}{\sigma^2_{\Delta y^*}}$$

Wird λ gleich Null gesetzt wird, muss der Zähler ($\sigma^2_{y-y^*}$) Null sei, so dass das Produktionspotenzial stets dem tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt entspricht. Wird λ hingegen auf unendlich gesetzt, tendiert der Nenner ($\sigma^2_{\Delta y^*}$) gegen Null mit der Konsequenz einer konstanten, mithin deterministischen Änderung des Produktionspotenzials.

Die übliche Setzung des Parameters λ im Falle von Konjunkturdaten ist 100 bei Jahresdaten, 1600 bei Quartalsdaten und 14400 bei Monatsdaten. Der Glättungsparameter gibt an, wie lang eine Schwingung sein muss, um der Trend-Komponente zugerechnet zu werden. Für Quartalsdaten bedeutet dies, dass eine Veränderung der zyklischen Variable um 5 % das gleiche Gewicht hat wie eine Veränderung des Potenzialwachstums um $^1/_8$ %.[24] Ein Produktionspotenzial, das sich aus einer HP(1600) ergibt, enthält damit nur jene Schwingungen des Bruttoinlandsproduktes, die eine Periode von mehr als ca. 32 Quartale beinhalten. Die Wahl dieser standardisierten λ-Werte ist umstritten.[25] Bei verschiedenen λ-Werten ergeben sich nicht nur verschiedene Varianzen des Produktionspotenzials, sondern auch verschiedene Wendepunkte sowie relative Hoch- und Tiefpunkte. Vorschläge für alternative λ-Werte im Falle von Jahresdaten reichen von 6,25 bis 400 (Maravall und del Río 2001, Ravn und Uhlig 2002), wodurch deutlich wird, wie schwierig und letztlich unbestimmt die Wahl des Glättungsparameters ist.

Wie eine Lösung des Minimierungsproblems (3.1) zeigt, ist der HP-Filter ein symmetrischer gleitender Durchschnitt, der idealerweise unendlich in die Vergangenheit und in die Zukunft reichen würde. Da diese Unendlichkeit in der Realität nicht gegeben ist, wird der

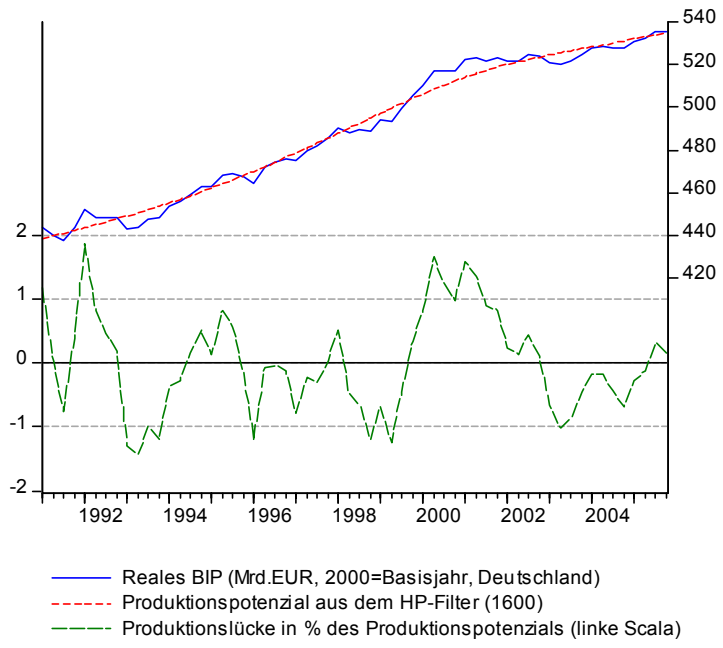
[24] Die Berechnung ist: $5^2/(^1/_8)^2 = 1600$. "Our prior view is that a 5 percent cyclical component is moderately large, as is a one-eighth of 1 percent change in the growth rate in a quarter." (Hodrick und Prescott 1997: 4)

[25] Guay/St-Amant (1996) und St-Amant/van Norden (1997) üben Kritik an den Standard-λ-Werten, weil der HP-Filter bei diesen Werten der nach NBER-Definition idealen Zerlegung der Zeitreihe in einen Trend und einen Zyklus nicht gerecht wird. Ideal wäre aus Sicht dieser Autoren die Zurechnung der langen Schwingungen der Zeitreihe (mehr als 32 Quartale) zum Potenzial und des Restes (weniger als 32 Quartale) zum Konjunkturzyklus. Sie zeigen jedoch empirisch, dass der HP-Filter gerade in dem Grenzbereich von 32 Quartalen bei instationären Zeitreihen Unschärfe aufweist, so dass eine genaue Zuordnung nicht möglich ist.

Filter immer mehr zu einem einseitigen Filter, je näher man an den Beginn bzw. das Ende der Zeitreihe kommt. Aus diesem Grund ist intuitiv auch leicht nachzuvollziehen, dass die Schätzung des Produktionspotenzials am Ende des Schätzzeitraums stark von neuen Datenpunkten beeinflusst wird. Eine Lösung dieses Problems, die vom Sachverständigenrat und der Europäischen Kommission genutzt wird, besteht darin, die Reihe anhand von ARIMA-Prognosen um mindestens 3 Zeitpunkte zu verlängern. Dies führt allerdings zu der unbefriedigenden Situation, dass der vergangene Zyklenverlauf fortgeschrieben wird. Hier zeigt sich eine grundlegende konzeptionelle Schwäche des HP-Filters. Untersuchungen haben zudem ergeben, dass im Falle nichtstationärer Reihen künstliche Zyklen erzeugt werden können.

Alles in allem gibt es mehrere Probleme mit dem HP-Filter. Als erstes ist die Endpunktverzerrung zu nennen. Diese ist aber ein generelles Problem von Filtern, da die Zukunft immer unbekannt ist. Als zweites ist die Wahl des Glättungsparameters problematisch, da eine konkrete Länge des Konjunkturzyklus festgelegt werden muss. Zudem weist der HP-Filter im Bereich von 8 Jahren Unschärfen auf und es können bei instationären Zeitreihen Zyklen künstlich erzeugt werden. Ein weiterer Nachteil dieser Methode besteht darin, dass es nicht möglich ist, Konfidenzbänder und damit die Schätzunsicherheit der Schätzung zu ermitteln.

Abbildung 3.1
Produktionspotenzial und Produktionslücke für Deutschland mit dem HP-Filter (1600)



3.3.2 Rotemberg-Filter

Der Rotemberg-Filter gehört zur Familie der Hodrick-Prescott-Filter (Rotemberg 1998: 3). Mit dem Rotemberg-Filter wird die Zeitreihe des Bruttoinlandsprodukts derart zerlegt, dass der zyklische Anteil innerhalb eines bestimmten Zeithorizonts unabhängig von Veränderun-

gen des Trendwachstums ist. Ziel des Filters ist damit eine möglichst große Unabhängigkeit zwischen Konjunktur und Wachstum. Diese Filtermethode setzt voraus, dass zwei Parameter gesetzt werden. Dies ist erstens die Periodenanzahl m, für die die Kovarianz des Zyklus bei gegebener Glätte des Trends zwischen t und t+m minimiert wird. Die zu minimierende Zielfunktion ist damit gegeben durch:

(3.3) $\Sigma_{t=2\ldots T-1} \{(y^*_{t+1} - y^*_t) - (y^*_t - y^*_{t-1})\}^2 + 1/\lambda \, \Sigma_{t=m+1\ldots T} (y_t - y^*_t)(y_{t-m} - y^*_{t-m})$

wobei y^* := Trendkomponente und y := tatsächliche Komponente.

Die zweite zu setzende Variable ist der Zeitraum ν, über den die zyklische Komponente und die Veränderung des Trendwachstums unkorreliert sein sollen. Damit lautet die Nebenbedingung des Minimierungsproblems (3.3):

(3.4) $\Sigma_{t=m+\nu\ldots T-m-\nu} [(y_t - y^*_t) \{(y^*_{t+\nu} - y^*_t) - (y^*_t - y^*_{t-\nu})\}] = 0$

Der HP-Filter lässt sich aus den Gleichungen (3.3) und (3.4) konstruieren, indem m=0 gesetzt wird und ν so eingestellt wird, dass λ=1600 ist, so dass die Varianz des Zyklus zu jedem Zeitpunkt t in das Minimierungsproblem eingeht, anstatt – wie im Rotemberg-Filter – die Kovarianz des Zyklus zwischen t und t+m.

Rotemberg (1998: 9) empfiehlt bei Quartalsdaten für m den Wert 16 und für ν den Wert 5. Ein Schätzwert für λ ergibt sich aus der Forderung nach Unabhängigkeit von Trend und Zyklus durch die Wahl von ν und m; bei den angegebenen Werten von Rotemberg hat λ einen Wert von 600500. Grundsätzlich gilt, dass mit steigendem λ das Gewicht des Kovarianzkriteriums in der Zielfunktion abnimmt und umso eher die Nebenbedingung erfüllt sein wird. Auf das Produktionspotenzial übertragen bedeutet das, dass der Rotemberg-Filter aus der Zeitreihe des Bruttoinlandsprodukts das Potenzial als Trend und die Produktionslücke als zyklische Komponente generiert, wobei Veränderungen des Potenzials weitgehend unabhängig von der gegenwärtigen Produktionslücke sein sollen.

Infolge der konstruktionsbedingten weitgehenden Unabhängigkeit des Trends von zyklischen Bewegungen wird der Trend des Rotemberg-Filters deutlich glatter als der eines vergleichbaren HP-Filters. Der Rotemberg-Filter weist allerdings das gleiche Endwertproblem auf wie der HP-Filter. Da zudem vorab zwei Parameterwerte gesetzt werden müssen, ergibt sich keine grundsätzliche Verbesserung gegenüber dem eher konventionellen HP-Filter, es sei denn man bevorzugt infolge theoretischer Erwägungen eine starke Unabhängigkeit des Potenzials von der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes in der kurzen bis mittleren Frist.

Während der HP-Filter in den meisten ökonometrischen Programmpaketen standardmäßig enthalten ist, trifft dies für den Rotemberg-Filter nicht zu. Julio Rotemberg bietet auf seiner Website ein Matlab-Programm zur Berechnung seines Filters an (http://www.people.hbs.edu/jrotemberg/).

3.3.3 Schlussbemerkung

Univariate Filter werden von allen Institutionen verwendet, allerdings nur von den deutschen Wirtschaftsforschungsinstituten zur alleinigen Schätzung des Produktionspotenzials. Die anderen Institutionen wenden insbesondere den HP-Filter in Teilbereichen ein, beispielsweise zur Schätzung des Erwerbspersonenpotenzials oder auch der Nairu. Der Sachverständigenrat verwendet univariate Filter auch direkt zur Potenzialschätzung, zusätzlich zu Schätzungen mit Produktionsfunktionen. Zur Lösung von Randwertproblemen werden die jeweiligen Reihen vom Sachverständigenrat mit einem ARIMA-Modell in die Zukunft extrapoliert (JG 2003 Z.756).

Die Institute führen im Übrigen nur in einem ihrer Gutachten jüngeren Datums Berechnungen zum Produktionspotenzial Deutschlands durch, und hier nicht zum Niveau, sondern zum Potenzialwachstum (Institute 2005: 299). Dabei verwenden sie ausschließlich statistische Verfahren und zwar den HP-Filter, den Rotemberg-Filter, den Baxter-King-Filter, den Christiano-Fitzgerald-Filter und den univariaten Kalman-Filter. Die Institute verweisen ausdrücklich auf die große Spannweite der verschiedenen Schätzergebnisse und geben für das Jahr 2004 sie eine Spannweite von 0,6 % bis 1,8 % an. Daher verwenden sie für die Analyse den Median aller Schätzergebnisse.

3.4 Semi-strukturelle Schätzmethoden

Um die Beliebigkeit und ökonomische Unschärfe der univariaten Trend-Zyklus-Dekompositionen aufzuheben, wurden einige Filter weiterentwickelt, so dass ökonomische Variablen, wie beispielsweise die Inflation, bei der Potenzialbestimmung Berücksichtigung finden. Beispiele solcher multivariater bzw. semistruktureller Methoden sind der multivariate Hodrick-Prescott-Filter, der multivariate Kalman-Filter und der Beveridge-Nelson-Filter. Im Folgenden werden die ersten beiden Filter dargestellt.

3.4.1 Multivariater Kalman-Filter

Der multivariate Kalman-Filter wird auch als Methode der unbeobachtbaren Komponente (UCM) und als State-Space-Modell bezeichnet. Diese Methode wird von der OECD, der EU-Kommission und dem Area-Wide-Model der EZB zur Schätzung der Nairu verwendet sowie vom Internationalen Währungsfonds vereinzelt zur Schätzung des Potenzials. In der Literatur findet der Kalman-Filter zunehmend Beachtung (International Monetary Fund 2001 sowie Apel/Jansson 1999). Ein entscheidender Vorteil des Kalman-Filters besteht in der Möglichkeit, Maximum-Likelihood-Schätzungen durchzuführen und Prognosen zu erstellen.

In einem ersten Schritt wird ein System von Verhaltensgleichungen (auch Beobachtungsgleichungen genannt) gebildet, bestehend beispielsweise aus einer Phillipskurve, dem Okunschen Gesetz und/oder einer Lohngleichung. Zudem werden Annahmen darüber getroffen, welchen stochastischen Gesetzmäßigkeiten das Potenzial folgt. Diese Annahme wird in der State-Gleichung abgebildet. Die Space-Gleichung zeigt den stochastischen Prozess für

die unbeobachtbare Variable auf. Das System wird in einer State-Space-Form geschrieben und mit dem Kalman-Algorithmus geschätzt.

Das Modell, auf das der Kalman-Filter zur Schätzung der Nairu angewandt wird, sieht meistens folgend aus:

(3.5) Phillipskurve (Dreiecksmodell): $\pi_t = a(L)\pi_{t-1} + b(L)(u-u^N_t) + c(L)\Delta z_t + e_t$

Nairu-Gleichung: $u^N_t = u^N_{t-1} + \varepsilon_t$

wobei π_t für die Inflationsrate steht, $u-u^N$ für die Arbeitslosigkeitslücke, u^N für die Nairu und z_t für Angebotsvariablen e_t und ε_t sind white-noise-Fehlerterme, a(L), b(L) und c(L) sind Lag-Polynome, deren Koeffizienten zu schätzen sind.

Die Restriktion a(1)=1 wird oft auferlegt, d.h. es werden die Veränderungen der Inflationsraten geschätzt, dies ist aber nicht zwingend. Häufig werden auch Restriktionen über die Varianzen der Fehlertermen, insb. von σ_ε, festgesetzt. Die exogenen Angebotsvariablen in Δz_t sind üblicherweise die Änderung der relativen Importpreise, die Änderungen der relativen Energiepreise und die Änderungen der Abweichung der Produktivität zu ihrem Trend. Die Berücksichtigung dieser Angebotsfaktoren (z-Variablen) ist wichtig, da die Ergebnisse stark davon abhängen, ob sie in der Phillipskurve einbezogen werden oder nicht.[26]

Modelle, die den Kalman-Filter benutzen, haben den Vorteil, dass Tests (z.B. der Signifikanz von Variablen in den Beobachtungs- und State-Gleichungen) durchgeführt, Konfidenzbänder (durch die P-Werte) gebildet und Prognosen erstellt werden können, was im Rahmen der univariaten Methoden und der strukturellen Methoden sowie beim multivariaten HP-Filter entweder unmöglich oder sehr umständlich ist. Ein weiterer Vorteil ist die Möglichkeit, nach Einflussfaktoren der State-Variablen zu suchen (X_2,t). Diese Möglichkeit wurde in der Literatur bisher zwar nur wenig untersucht, stellt aber einen wichtigen Ansatzpunkt in der vorliegenden Studie dar.

Ein Nachteil des Kalman-Filters ist es, dass er relativ stark auf die Wahl der Anfangswerte und die Spezifikation der Schätzgleichungen reagiert. Stock und Watson (1998) haben zudem nachgewiesen, dass der Kalman-Filter eine Tendenz zur Unterschätzung der Varianzmatrix der State-Variablen in kleinen Stichproben hat, wenn die tatsächliche Varianz klein ist, mit der Konsequenz, dass die Variabilität der State-Variablen als zu gering eingeschätzt wird. Dies ist allerdings nur der Fall, wenn neben den State-Gleichungen nur eine Beobachtungsgleichung existiert. Um dieses Problem zu umgehen, wird die Varianz der State-Variablen oder das *Signal-to-Noise-Ratio* (die relative Glätte der State-Variablen zu der beobachtbaren Variable) vorgegeben. Ein anderer Ansatz ist der von Apel/Jansson

[26] Eller und Gordon (2003) kritisieren die neu-keynesianischen Phillipskurven scharf: Da sie wichtige Angebotsfaktoren nicht explizit betrachten, sind sie fehlspezifiziert, was zu dem oft gefundenen Ergebnis führt, dass die Produktionslücke als nicht-signifikant oder mit dem falschen Vorzeichen geschätzt wird. Dieser Kritikpunkt gilt auch für Phillipskurven, die mit den Grenzkosten geschätzt werden. Eller und Gordon (2003) vergleichen beide Versionen der Phillipskurve empirisch und finden, dass rückwärts gerichtete Phillipskurven (mit Angebotsvariablen) die Inflation besser erklären und bessere Out-Of-Sample-Prognosen aufweisen. Sie bezeichnen daher die neu-keynesianische Phillipskurve als „an empirical failure by every measure“ (S. 48).

(1998) und Fabiani/Mestre (2000 und 2001), die durch das Hinzufügen weiterer Beobachtungsgleichungen (z.B. das Okunsche Gesetz) zusätzliche Informationen in das System stecken.

Auch die EU-Kommission verwendet zur Schätzung der Nairu der einzelnen Länder einen Kalman-Filter (Denis et al. 2002).[27] Dabei wird angenommen, dass die Arbeitslosenrate in einen Trend und in eine zyklische Komponente zerlegt werden kann (die Zeitindizes „t" werden nachfolgend weggelassen, lediglich Verzögerungen werden indiziert):

$u = (u - u^*) + u^*$,

wobei u = Arbeitslosenrate, $(u - u^*)$ = zyklische Komponente, u^*= Trendkomponente

Diese Zerlegung wird durch eine Phillipskurve-Relation ergänzt, die die zyklische Komponente mit der Veränderung der Lohninflation verkettet und sie dadurch ökonomisch interpretierbar machen soll:

$\Delta\pi^w = \mu^{phillips} + \beta(u - u^*) + \gamma X + \nu^{phillips}$,

wobei $\nu^{phillips} = \Sigma_{i = 0...I}\, \theta_i\, \varepsilon_{-i} \sim MA(I)$; MA:= Moving Average; gleitender Durchschnitt

Die zyklische Komponente unterliegt zudem folgenden Restriktionen:

$(u - u^*) \sim AR(2)$, $(u - u^*) \sim I(0)$, $E[(u - u^*)] = 0$.

Damit kann folgender Prozess für die Arbeitslosigkeitslücke spezifiziert werden:

$(u - u^*) = \Phi_1(u - u^*)_{-1} + \Phi_2(u - u^*)_{-2} + \nu$, wobei $\Phi_1 + \Phi_2 < 1$

Die Trendkomponente wird als Random Walk mit Drift formuliert, wobei der Driftterm einem Random Walk folgen kann:[28]

$u^* = \mu^{nairu} + u^*_{-1} + \nu^{nairu}$,

wobei $\mu^{nairu} = \mu_{-1}{}^{nairu} + \nu^{drift}$

Die Störterme ν^{nairu} und ν^{drift} werden als unabhängig und identisch verteilt angenommen.

Denis et al. (2002) schätzen die Gleichungen (3.6) bis (3.10) für jedes Mitgliedsland der EU15. Zur Verwendung gelangten dabei Jahresdaten für den Zeitraum 1963–2003. Als Schätzverfahren wurde eine Maximum Likelihood (numerische Optimierungsalgorithmen: Newton- und Simulated-Annealing-Algorithmus) benutzt. Um glatte Nairu-Reihen zu erhalten, restringierten die Autoren die Varianz der Trendinnovationen gegen die untere Grenze von 0,1.

Auch bei der OECD hat sich inzwischen die State-Space-Methode zur Schätzung der Nairu durchgesetzt (Turner et al. 2001). Die Nairu wird als Random Walk oder integrierten

[27] Dabei verweisen Denis et al. (2002) auf Kuttner (1994), Gerlach und Smets (1999), Gordon (1997), Apel und Jansson (1999a, 1999b) und OECD (2000), die ähnliche Kalman-Filter-Schätzungen zur Bestimmung der Produktionslücke und der Nairu beschrieben haben.

[28] Prozesse dieser Art heißen „local linear model" und sind gleichbedeutend mit I(2)-Prozessen.

AR(2) modelliert und die Phillipskurve als Dreiecksmodell (Gordon, 1997). Nahezu das gleiche Modell wird auch von der EZB im Rahmen ihres Area Wide Model (AWM) benutzt.

Phillipskurve: $\Delta\pi_t = \alpha_1\Delta\,\pi_{t-1} + \alpha_1\Delta\,\pi_{t-2} - \beta(u-u^*)_t - \theta\Delta u_t + \gamma ZT_t + \varepsilon_t$

$u_t = u^*_t + (u-u^*)_t$

Nairu: $u^*_t = (1+\varphi)u^*_{t-1} + \varphi u^*_{t-2} + \nu_t$

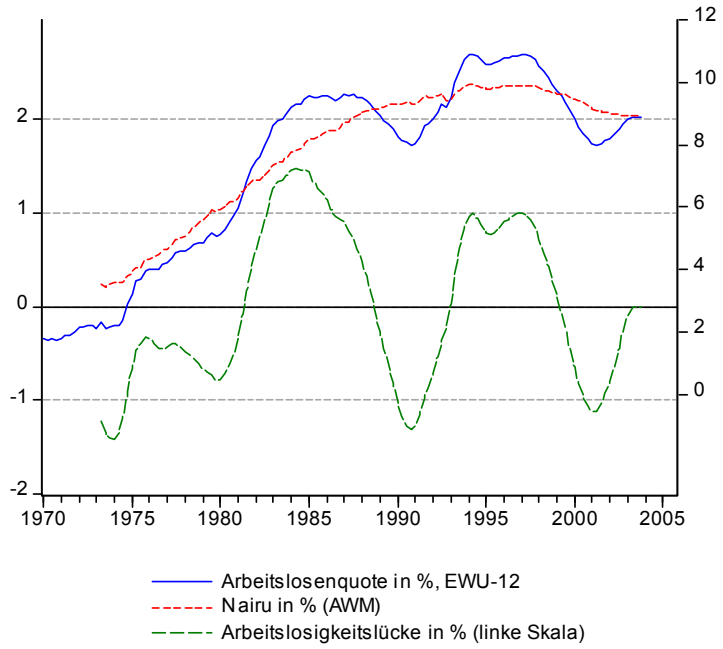
wobei ZT wiederum exogene Variablen wie die relative Importpreisinflation und die Veränderungsrate der Energiepreise sind.

Der IWF scheint die State-Space-Methode zur Schätzung des Produktionspotenzials nur für den Euroraum und im Rahmen nur einer Studie benutzt zu haben (IMF 2001). Das State-Space-Modell wurde auf Basis der aggregierten Daten für den Euroraum geschätzt und ist wie folgt spezifiziert:

$\Delta\pi_t = \Sigma_{i>0}\,\rho_i\Delta\pi_{t-i} + \Sigma_{j\geq 0}\,\eta_{0j}(u-u^*)_{t-j} + \Sigma_{k\geq 0}\,\omega_k\Delta z_{t-k} + \varepsilon_t^{pc}$	Phillipskurve
$(y-y^*)_t = \Sigma_{l\geq 0}\,\varphi_l(u-u^*)_{t-l} + \varepsilon_t^{okun}$	Okunsches Gesetz
$u^*_t = u^*_{t-1} + \varepsilon_t^{nr}$	natürliche Rate (Random Walk)
$y^*_t = \alpha + y^*_{t-1} + \varepsilon_t^{po}$	Potenzial (Random Walk mit Drift)
$(u-u^*)_t = \Sigma_{m>0}\,\delta_m(u-u^*)_{t-m} + \varepsilon_t^{ug}$	Arbeitslosigkeitslücke (AR(2))
mit $(\varepsilon_t^{pc}, \varepsilon_t^{okun}, \varepsilon_t^{nr}, \varepsilon_t^{po}, \varepsilon_t^{ug}) \sim iid\ (0, \Sigma)$	

Dabei ist α die Wachstumsrate des Produktionspotenzials, die Summe der η_0 der Niveau-Effekt der Arbeitslosigkeitslücke (sie sollte negativ sein). Die z-Variablen sind die relativen realen Wechselkurse, die realen Ölpreise, die realen Importpreise und die Produktivität. Geschätzt wird auf Quartalsbasis für den Zeitraum von 1980 bis 2004. Verschiedene Preisindizes (Verbraucherpreisindex, GDP-Deflator und Lohnstückkosten) wurden verwendet, die alle zu ähnlichen Ergebnissen führen.

Abbildung 3.2
Kalman-Filter-Schätzung der Nairu im Euroraum (AWM)



3.4.2 Multivariater Hodrick-Prescott-Filter (MVHP-Filter)

Laxton und Tetlow (1992) schlagen eine Erweiterung des Hodrick-Prescott-Filters vor, die es ermöglicht, Informationen aus anderen Zeitreihen zur Berechnung unbeobachtbarer Variablen, beispielsweise des Produktionspotenzials, zu benutzen. Diese „externen" Informationen werden durch makroökonomische Beziehungen wie die Phillipskurve in dem Minimirungsproblem des HP-Filters berücksichtigt. Bei der Lösung des Minimierungsproblems – der Bestimmung des Produktionspotenzials – ist nun nicht nur die Glätte des Potenzials relativ zu der des Bruttoinlandsproduktes ausschlaggebend, sondern auch der Einfluss der mit dem Potenzial berechneten Produktionslücke auf die Inflation.

Mathematisch ausgedrückt löst der multivariate HP-Filter bei gegebenem Glättungsparameter folgendes Minimierungsproblem nach y^* (Produktionspotenzial), unter der Nebenbedingung, dass die Phillipskurve in der zweiten Gleichung gilt:

$$min_{t=1\ldots T} \left(\Sigma_{t=1\ldots T} \{ (y_t - y^*_t)^2 + \lambda(\Delta y^*_{t+1} - \Delta y^*_t)^2 + \lambda_2(\varepsilon_{2,t})^2 \} \right)$$

$$mit \;\; \pi_t = -\beta_0(y_t - y^*_t) + \beta X_t + \varepsilon_{2,t}$$

Dabei ist T die Zahl der Beobachtungen, y_t das Bruttoinlandsprodukt, y_t^* das Produktionspotenzial und π_t die Inflationsrate. X_t sind weitere erklärende Variablen der Inflation, wie beispielsweise Änderungen der Produktivität oder des Ölpreises. Der Term $\varepsilon_{2,t}$ taucht in beiden Gleichungen auf. Er beinhaltet die Residuen der ökonomisch gehaltvollen Gleichung, in

diesem Fall der Phillipskurve. Es gibt zwei Gleichungen und zwei unbekannte Größen – das Produktionspotenzial und die Residuen –, die geschätzt werden. Dabei implizieren kleine Residuen einen hohen, große Residuen einen geringen Einfluss der Produktionslücke auf die um die Wirkung der X-Variablen bereinigte Inflationsentwicklung. Der Koeffizient λ_2 in der ersten Gleichung spezifiziert, wie stark die zweite Gleichung in dem Minimierungsproblem der ersten Gleichung berücksichtigt wird, wie stark mithin die Residuen schwanken dürfen, und entsprechend wie eng die Produktionslücke an die Inflation gebunden ist. Wird λ_2 gleich Null gesetzt erhält man den univariaten HP-Filter. Geht λ_2 demgegenüber gegen unendlich, ist $\varepsilon_{2,t}$ gleich Null, so dass y_t^* alle Bewegungen der Inflation auffängt, die nicht durch X_t erklärt werden. Der Glättungsparameter λ legt wie auch beim univariaten HP-Filter das relative Gewicht der Glätte des Produktionspotenzials und der der Produktionslücke fest (Boone 2000). Diese Methode schafft eine klare Verbindung zwischen den gemessenen Werten und dem Konzept des nachhaltigen Potenzials.

Es ist aufwendig, den MVHP-Filter zu implementieren. Laxton und Tetlow (1992) schlagen ein iteratives Verfahren vor, bei dem zuerst die ökonomisch gehaltvolle, zweite Gleichung mit der Methode gewöhnlicher kleinster Quadrate geschätzt wird. (Dabei wird eine erste Approximation des Potenzials beispielsweise mit einem univariaten HP-Filter vorgenommen.) Die entstandenen Residuen gehen dann in die Minimierungsfunktion der ersten Gleichung ein und es wird nach y^* minimiert. Als nächstes wird das so erhaltene Potenzial in die zweite, ökonomische Gleichung gesteckt und der gesamte Prozess wird wiederholt, bis Konvergenz erreicht ist. (Ein EViews-Programm zur Durchführung des MVHP-Filters befindet sich im Anhang I.)

Wie beim univariaten HP-Filter ist die Wahl der Glättungsparameter λ und λ_2 letztlich willkürlich. Auch besteht das Endpunkteproblem fort. Die Kritik an rein statistischen Verfahren, dass sie lediglich einen verfeinerten gleitenden Durchschnitt der Reihe liefern, wird durch den Übergang zum multivariaten HP-Filter allerdings aufgehoben. Die Ergebnisse basieren zum Teil auf ökonomisch gehaltvollen Beziehungen. Zudem lässt das Modell theoretisch die Persistenz der Produktionslücke über einen längeren Zeitraum zu. Wird als zweite Gleichung eine Phillipskurve gewählt und wird für den Zeitraum 1980-2001 geschätzt, so sollte man aufgrund des überwiegend stetigen Rückgangs der Inflation tendenziell eine negative MVHP-Produktionslücke erhalten, mit der Konsequenz, dass der MVHP-Filter anders als der HP-Filter keinen (so starken) Rückgang des Potenzialwachstums indizieren würde. Der MVHP-Filter kann, wie auch der univariate HP-Filter, mit einem Kalman-Filter exakt nachgebildet werden – seine Anwendung wird dadurch jedoch kaum vereinfacht.

3.5 Strukturelle Schätzmethoden

Zu der dritten, strukturellen Methodengruppe, die das Potenzial durch seine ökonomischen Determinanten ermitteln, gehören insbesondere Produktionsfunktionen, State-Space-Modelle mit exogenen Variablen und SVAR-Analysen.

3.5.1 Produktionsfunktionen

Bei der Ermittlung des Potenzials mit Hilfe einer Produktionsfunktion werden üblicherweise Cobb-Douglas- oder CES-Funktionen mit zwei Faktoren, Kapital (K) und Arbeit (L), sowie dem technischen Fortschritt (A) verwendet. Das BIP (Y) wird dann wie folgt beschrieben: $Y_t = A_t K_t^{1-\alpha} L_t^{\alpha}$ (Cobb-Douglas) oder $Y_t = A_t [\alpha L_t^{\rho} + (1-\alpha) K_t^{\rho}]^{1/\rho}$ (CES). Die Koeffizienten α und ρ werden gesetzt oder beispielsweise innerhalb einer ökonometrischen Kointegrationsgleichung geschätzt. Das Potenzial wird dann ermittelt, indem die Inputfaktoren auf ihren gleichgewichtigen Pfad gebracht werden. Die Schwachpunkte dieser Methode liegen darin, dass die Entwicklung der Inputfaktoren nur begrenzt erklärt wird und der gleichgewichtige Pfad dieser Inputfaktoren nicht eindeutig bestimmt werden kann. Diese Methode ist die gängigste Variante der strukturellen Methoden und wird von allen hier behandelten Institutionen mit Ausnahme der deutschen Wirtschaftsforschungsinstitute verwendet (Denis et al. 2002 und Giorno et al 1995).

Der Produktionsfunktionsansatz hat seine theoretische Basis in der Wachstumstheorie, wobei in aller Regel das neoklassische Wachstumsmodell (Solow 1956) als Grundlage dient. Vorteile eines Produktionsfunktionsansatzes sind seine Flexibilität sowie die Möglichkeit, die Beiträge der einzelnen Einsatzfaktoren zum gesamten Potenzial zu bestimmen (Musso 2004). Zudem besteht die Möglichkeit, den Einfluss des technischen Fortschrittes auf das Potenzial bzw. das Potenzialwachstum zu bestimmen.

Die Ausgangsfunktion ist in aller Regel eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion und hat folgende Form:

(3.6) $Y = A_t L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha}$, logarithmiert: $y_t = a_t + \alpha l_t + (1-\alpha) k_t$

mit Y als Bruttoinlandsprodukt, α als partielle Elastizität der Produktion hinsichtlich des Einsatzfaktors Arbeit, A_t als totale Faktorproduktivität, L_t als geleistete Arbeitsstunden und K als Kapitalstock. Kleinbuchstaben stehen für Logarithmen. Die Berechnungen mittels Produktionsfunktion beschränken sich dabei üblicherweise auf den privaten Sektor. Die Ermittlung des Produktionspotenzials setzt voraus, dass die Potenzialwerte der drei erklärenden Variablen (Arbeitsstunden, Kapitalstock und TFP) geschätzt werden.

Der Vorteil einer Cobb-Douglas-Funktion liegt in der Einfachheit begründet, mit der die Koeffizienten dieser Funktion ökonomisch zu interpretieren sind. Dieser Funktionstyp ermöglicht es, unter der Annahme stark kompetitiver Märkte bzw. grenzproduktivitätstheoretischer Entlohnung der Einsatzfaktoren, die partiellen Elastizitäten des Output hinsichtlich der Einsatzfaktoren (α bzw. (1- α)) gleich den jeweiligen Faktorquoten zu setzen (Denis et al. 2002).[29,30]

[29] Die konstante Substitutionselastizität der Cobb-Douglas-Funktion von Eins ist nach Ansicht der EU-Kommission angemessen, da der aggregierte Einsatzfaktor Arbeit sich aus besser und schlechter qualifizierten Arbeitnehmern zusammensetzt, die entweder eine Substitutionselastizität von kleiner oder größer Eins aufweisen (Denis et al. 2002, Krusell et al. 2000).

[30] Es sei erwähnt, dass Proietti et al. (2002) angeben, dass α i.d.R. durch die Lohnquote approximiert werden kann, wobei dieser Approximation die Annahme kompetitiver Märkte zugrunde liegt. Da das von Proietti et al. (2002) verwendete „accelerationist model“ auf der Annahme monopolistischer Märkte beruht, ist die erwähnte

Die geleisteten Arbeitsstunden setzen sich letztlich aus vier Größen zusammen: Erwerbsbevölkerung (Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter), Erwerbsbeteiligungsquote, durchschnittliche Arbeitszeit und Nairu. Die Projektionen der ersten drei Größen beruhen dabei in aller Regel auf Trendberechnungen (beispielsweise mit dem HP-Filter); für Vergangenheitswerte wird die tatsächliche Bevölkerungsentwicklung eingesetzt. Die Nairu hingegen wird mit unterschiedlichen Verfahren ermittelt, wobei der multivariate Kalman-Filter dominiert. Der Kapitalstock wird in der Regel gemessen, aber nicht geglättet (Denis et al. 2002: 8).

Die totale Faktorproduktivität (Solow-Residuum) wird üblicherweise durch die Setzung für α ermittelt, wobei α, wie erwähnt, in der Regel mit der Lohnquote gleichgesetzt wird (beispielsweise in logarithmierter Form: α=Lohnquote = 0,65 → a = y-0,65*l-0,35*k). Es gibt drei Formen des technischen Fortschritts, und zwar nach Harrod $\left(Y_t = (A_tL_t)^{\alpha} K_t^{1-\alpha} = [A_t^{\alpha}] L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha}\right)$, nach Hicks $\left(Y_t = A_t L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha} = [A_t] L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha}\right)$ und nach Solow $\left(Y_t = A_t L_t^{\alpha} (A_tK_t)^{1-\alpha} = [A_t^{1-\alpha}] L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha}\right)$. Obwohl technischer Fortschritt im Harrodschen Sinne Voraussetzung für den Steady State ist, ist es für die empirische Herleitung der Zeitreihe des technischen Fortschritts letztendlich irrelevant, welcher Ansatz (Harrod, Hicks, Solow) benutzt wird. Erzeugt wird eine Zeitreihe $B_t = Y_t /(L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha})$, mit B_t als der Ausdruck in den eckigen Klammern. Ob man diese Zeitreihe als A_t, A_t^{α} oder $A_t^{1-\alpha}$ interpretiert, ist eine reine Formsache. Deshalb wird in den empirischen Schätzungen der Einfachheit halber die Hicksche Form angenommen, ohne dass dies einen Einfluss auf die empirischen Ergebnisse hat.

Die OECD verwendete bei den Berechnungen des Produktionspotenzials (im privaten Sektor jedes Landes) ursprünglich eine CES-Produktionsfunktion mit den drei Faktoren Kapital, Arbeit und Energie (siehe Kasten). Ende der achtziger Jahre wurde der Ansatz dann auf die zwei Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit reduziert, und Mitte der neunziger Jahre (1994) wurde die CES-Produktionsfunktion zugunsten einer Cobb-Douglas-Funktion aufgegeben.[31] Bis Mitte der neunziger Jahre ermittelte die OECD darüber hinaus noch einen Outputtrend zur Berechnung des strukturellen Budgetdefizits der öffentlichen Haushalte. Dabei wurde die trendmäßige Wachstumsrate der Produktion als durchschnittliche Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes zwischen zwei Höchstwerten („Split Time Trends“) definiert. Im Rahmen der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ermittelt die OECD das Beschäftigungspotenzial, indem sie die tatsächliche Erwerbsbevölkerung mit der HP-gefilterten Erwerbsbeteiligungsquote und (1-Nairu) multipliziert. Lediglich die Nairu beruht auf einem komplexeren Verfahren, das im Laufe der Zeit angepasst wurde.[32] Inzwischen hat sich die State-Space-

Approximation durch die Lohnquote nicht mehr zulässig. Jedoch beschreiben die Autoren keine alternative Schätzmethode für α.

[31] Nur für Japan wird noch eine CES-Produktionsfunktion verwendet.

[32] Bis vor kurzem wurde die Elmeskov-Methode benutzt. Diese geht von einer einfachen Phillipskurve aus, die in Termini der Lohnänderungen geschrieben wird: $\Delta w - \Delta w^e = a\,(u-u^*)$. Der Parameter a wird identifiziert, indem die NAWRU zunächst als Konstante gefasst wird, so dass $a = [\Delta^2 w-\Delta^2 w^e]/\Delta u$. Die Erwartungen werden mit einem HP-Filter oder mit der 1. Verzögerung der Lohnänderungen berechnet. Damit wird die NAWRU gleich: $u^* = u - \Delta u \times [\Delta w-\Delta w^e]/[\Delta^2 w-\Delta^2 w^e]$. Da die so ermittelte NAWRU relativ volatil ist, wird die Reihe wieder mit einem HP-Filter ($\lambda = 25$) gefiltert (OECD 1999c: 169-174). Für eine kurze Zeit wurde die Elmeskov-Methode

Methode durchgesetzt (siehe Abschnitt State-Space-Modelle). Für den Kapitalstock verwendet die OECD ihre eigenen Daten für den privaten Sektor. Die potenzielle totale Faktorproduktivität ergibt sich als HP-gefilterte Restgröße. Da die Produktionsfunktion nur für den privaten Sektor geschätzt wird, wird die tatsächliche Bruttowertschöpfung des öffentlichen Sektors hinzu addiert, um das gesamtwirtschaftliche Produktionspotenzial zu quantifizieren.

Da die EZB explizit auf Prioetti et al. (2002) verweist (Europäische Zentralbank 2005a) und diese einen auf einer Produktionsfunktion basierenden multivariaten Ansatz darstellen, der mit statistischen, uni- und bivariaten Modellen ausführlich verglichen und evaluiert wird, kann davon ausgegangen werden, dass die Schlussfolgerungen, die von Proietti et al. (2002) gezogen werden, von der EZB akzeptiert werden. Ergänzende Ausführungen zur Methodologie der EZB finden sich bei Musso (2004) und Musso und Westermann (2005).

In dem AWM-Modell der EZB wird ebenfalls eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen zur Bestimmung des Produktionspotenzials verwendet (Fagan et al. 2001). Wegen der langsamen Anpassung des Kapitalstocks unterscheidet das AWM zwischen einem mittelfristigen Potenzial und einem langfristigen Potenzial, wobei letzteres dem Potenzial im Steady State entspricht. Das Potenzial bzw. Bruttoinlandsprodukt im Steady-State (Y^{**}) wird auf der Grundlage der Produktionsfunktion bei Gewinn- und Nutzenmaximierung hergeleitet, wobei ausschließlich exogene Variablen eine Rolle spielen, und zwar der HP-Trend der totalen Faktorproduktivität (A), die Gewinnquote ($(1-\lambda)$ bzw. β kalibriert auf 0,41), der steady-state Realzins (r^* anhand historischer Daten kalibriert), die Abschreibungsrate (δ kalibriert auf 0,01 bzw. 4 % p.a.), eine anhand historischer Daten kalibrierte Risikoprämie (λ) und das inflationsstabile Erwerbstätigenpotenzial (L^*), basierend auf dem Erwerbspersonenpotenzial und einer Nairu. Letztere ist insofern exogen, als sie außerhalb des Modells mit einem Kalman-Filter unter Berücksichtigung einer Phillipskurve geschätzt wird (siehe Abschnitt Multivariater Kalman-Filter).

$$Y^{**} = A^{1/(1-\beta)} (\beta/(r^*+\delta+\lambda))^{\beta/(1-\beta)} L^*$$

Da die bestimmenden Variablen des langfristigen Potenzials außerhalb des Modells bestimmt werden, ist die Angebotskurve langfristig vertikal. Dies ist auch erklärtes Ziel des Modells, das so konzipiert ist, dass die „… structural relationships are constrained to be consistent with a basic neo-classical steady-state, in which in the long-run output is determined by technological progress and the available factors of production. Thus, the long-run of the model has been designed with a view to ensuring that money is both 'neutral' and 'superneutral' with respect to output." (Fagan et al. 2001: 9). Damit ist die langfristige realwirtschaftliche Neutralität von Stabilisierungspolitik vorgegeben.

---

zugunsten eines multivariaten Hodrick-Prescott aufgegeben und es wurde die NAIRU statt der NAWRU geschätzt:

$$\min_{u^*} \Sigma_t \{(u-u^*)^2_t - \lambda_{1t}(\Delta^2 u^*_{t+1})^2 + \lambda_2 \varepsilon_t^2\}$$

$$\pi_t = -\beta_0(u-u^*)_t + \beta ZT_t + \varepsilon_t ,$$

wobei ZT exogene Variablen wie der relativen Importpreisinflation und der Veränderungsrate der Energiepreise sind.

Das mittelfristige Produktionspotenzial (Y^*) hängt demgegenüber auch vom gegebenen Kapitalstock ab, so dass die übliche Cobb-Douglas-Produktionsfunktion geschätzt wird (nur dass hier die Gewinnquote β und nicht die Lohnquote α kalibriert wird):

(3.7) $Y^* = A^* K^{\beta} L^{*1-\beta}$

Dabei wird von den noch nicht erklärten Variablen der Kapitalstock berechnet als

(3.8) $K = (1-\delta)K_{-1}$ + Investitionen

Die EU-Kommission verwendet als Ansatz ebenfalls eine typische Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (Denis/McMorrow/Röger 2002).[33] Die Elastizitäten von Y mit Bezug auf die jeweiligen Einsatzfaktoren werden durch α bzw. (1- α) angegeben. Da Denis et al. (2002) nicht zwischen den einzelnen europäischen Ländern unterscheiden, sondern die gleiche Produktionsfunktion für sämtliche Mitgliedsstaaten ansetzen, schätzen sie die durchschnittliche Lohnquote der EU15-Staaten (für den Zeitraum 1960 und 2000). Sie erhalten α = 0,63, was per definitionem zu 1-α = 0,37 führt.[34] Der Trend des Effizienzniveaus wird mittels HP-gefilterter Solow-Residuen approximiert.[35] Der Kapitalstock und der potenzielle Kapitalstock werden gleichgesetzt. Die von Denis et al. (2002) verwendeten Zeitreihen für die EU15 und die USA sind im Zeitlauf relativ stabil.[36]

Der Sachverständigenrat schätzt in Anlehnung an den sogenannten nicht-parametrischen Ansatz der Bundesbank (JG 2003 Z. 748), eine allgemeine Produktionsfunktion, allerdings mit variablen Produktionselastizitäten und nicht im Niveau, sondern in Veränderungsraten:[37]

(3.9) $\Delta y = \alpha\, \Delta l + (1 - \alpha)\, \Delta k + \Delta a$ (logarithmierte Werte)

Da Grenzproduktivitätsentlohung unterstellt wird, wird α auch hier durch die Lohnquote approximiert. Werden die Produktionselastizitäten nicht als zeitvariabel angenommen, ist dieser Ansatz identisch mit einer Cobb-Douglas-Funktion. Das Verfahren läuft in drei Stufen ab: Zuerst wird das Solow-Residuums bestimmt: $\Delta a \equiv \Delta y - \alpha\, \Delta l - (1 - \alpha)\, \Delta k$. Dann werden für die Faktoren Arbeit, Kapital und totale Faktorproduktivität die Trendwerte ermittelt, in-

[33] Ergänzungen zu diesem Ansatz sind in McAdam / McMorrow (1999), McMorrow / Röger (2000) und McMorrow / Röger (2001) zu finden.

[34] Falls die Annahme stark kompetitiver Märkte und die daraus abgeleitete grenzproduktivitätstheoretische Entlohung nicht zutreffen sollten, wäre die Schätzung verzerrt; siehe dazu Anhang III.

[35] McMorrow und Röger (2001) S. 30 ff. diskutieren ausführlicher die Probleme, die bei der Messung der Größe TFP auftreten. Die Autoren verwenden dort einen detaillierteren Ansatz, um den Trend von TFP zu bestimmen. Für die Arbeitseffizienz nehmen sie einen deterministischen Trend an, die Effizienz des Kapitals wird mit einem Vintage-Ansatz modelliert. Eine kurze Erläuterung dieses Vintage-Ansatzes findet sich im Anhang II dieses Gutachtens.

[36] Entsprechend auch bei Mc Morrow / Röger (2001).

[37] Aus $Y = A\, F(K,L)$ bzw. $\ln Y = \ln A + \ln F(K,L)$ folgt mit $\Delta \equiv d/dt$: $\Delta \ln Y = \Delta \ln A + \Delta \ln F(K,L)$.

$\Leftrightarrow \Delta \ln Y = \Delta \ln A + 1 / F(K,L)\, [F_K\, \Delta K + F_L\, \Delta L] \Leftrightarrow \Delta \ln Y = \Delta \ln A + e_K\, \Delta \ln K + e_L\, \Delta \ln L$,

wobei $e_K := F_K\, [K / F(K,L)]$ und $e_L := F_L\, [L / F(K,L)]$ die partiellen Elastizitäten des Output hinsichtlich der jeweiligen Einsatzfaktoren bezeichnen. Falls die Funktion zusätzlich homogen vom Grade 1 ist, so gilt: $e_K + e_L = 1$, dann folgt mit $e_L \equiv \alpha$ und $e_K \equiv 1 - \alpha$: $\Delta \ln Y = \Delta \ln A + [(1 - \alpha)\, \Delta \ln K\ ] + [\alpha\, \Delta \ln L]$. In der Schreibweise des SVR wird die Veränderungsrate (dY/dt) / Y geschrieben als $\Delta\, y$, wobei $y \equiv \ln Y$.

dem sie HP-gefiltert werden. Diese Trendwerte werden schließlich in obige Produktionsfunktion eingesetzt, um die Veränderung des Produktionspotenzials zu erhalten: $\Delta y^* = \alpha\ \Delta l^* + (1 - \alpha)\ \Delta k^* + \Delta a^*$. Das Niveau des Produktionspotenzials wird durch Summation ermittelt: $y^* = y^*_{-1} + \alpha\ \Delta l^* + (1 - \alpha)\ \Delta k^* + \Delta a^*$, wobei der Startwert y^*_0 so gewählt wird, dass die Produktionslücke im Durchschnitt des Schätzzeitraumes den Wert Null annimmt.

Als Vorteil dieses Verfahrens sieht der SVR, dass kein konkreter Funktionstyp vorgegeben werden muss. Nachteilig sei jedoch, dass bestimmte Parameterwerte nicht geschätzt, sondern lediglich gesetzt würden.

Der Sachverständigenrat schätzt zudem eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Dabei wird das Wachstum des technischen Fortschritts exogen vorgegeben, so dass die Funktion logarithmiert wie folgt aussieht:

$$y = \gamma + \delta_0 t + \alpha\ l + (1 - \alpha)\ k + \varepsilon$$

Aufgrund etwaiger Strukturbrüche im technischen Fortschritt wird eine Spline-Regression geschätzt:

$$y = \gamma + \delta_0 t + \Sigma\delta_i d_i + \alpha\ l + (1 - \alpha)\ k + \varepsilon$$

bzw. als Zuwachsraten ausgedrückt:

$$\Delta y = \delta_0 + \Sigma\delta_i e_i + \alpha\ \Delta l + (1 - \alpha)\ \Delta k + u$$

mit $u = \varepsilon - \varepsilon_{-1}$

und $e_i = 0$ für $t < t_i$, 1 für $t > t_i$

Die Schätzung des Potenzials erfolgt in drei Schritten:

Die Parameter der Gleichung werden wiederum in Zuwachsraten mit der Methode kleinster Quadrate geschätzt. Die Trendwerte für Δl^* und Δk^* werden mit einem HP-Filter bestimmt und abschließend in die Funktion eingesetzt. Das Niveau des Potenzials ergibt sich wiederum durch Summation, wobei auch hier der Startwert von y^* so bestimmt wird, dass die Produktionslücke im betrachteten Schätzzeitraum den Wert Null annimmt.

Auch das US-amerikanische Congressional Budget Office (CBO) verwendet eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. In einer Beschreibung der Methode werden u.a. die Wirkungen von Sparquotenänderungen auf das Potenzialwachstum dahingehend thematisiert, dass „a higher projected rate of saving will lead to faster accumulation of capital and faster growth of potential output“ (CBO 2001: 3). Im zugrundegelegten Modellrahmen des Solow-Modells ist diese Feststellung allerdings nur dann korrekt, wenn sich die Volkswirtschaft außerhalb eines Steady-States befindet.[38] Änderungen der Sparquote bewirken keine Veränderungen der langfristigen Wachstumsraten im Steady-State, sondern wirken sich dort auf die Niveaus der Variablen aus. Nur wenn sich die Volkswirtschaft *zum* Steady-State hinbe-

[38] Die Wachstumsrate des Kapitalstocks (pro Kopf) im Solow-Modell hängt von der Sparquote, dem Bevölkerungswachstum und der Abschreibungsquote ab. Im Steady State ist der Kapitalstock pro Kopf konstant, so dass die Sparquote nur außerhalb des Steady State einen Effekt auf die Wachstumsrate des Kapitalstocks und folglich des Bruttoinlandsproduktes hat, während sie im Steady State nur das Niveau des Produktionspotenzials beeinflusst; siehe dazu auch Lucas (1988) und Abschnitt 2.4 dieses Gutachtens.

wegt, d.h. im Übergang, bewirkt eine Sparquotenveränderung ceteris paribus eine höhere Rate der Kapitalakkumulation.

Insgesamt sind Produktionsfunktionen zwar ein theoretisch fundierter und vielversprechender Ansatz zur Schätzung des Produktionspotenzials; sie sind aber schwer umzusetzen und mit zahlreichen Problemen konfrontiert. Es existieren Datenprobleme bei der Messung des Kapitalstocks und der Arbeitsstunden und es hersscht in der Wissenschaft keine Einigkeit über die funktionale Form der Produktionsfunktion. Die Bestimmung der Rate des technischen Fortschritts wird zumeist nicht gelöst. Wird der technische Fortschritt und damit auch das Wachstum als endogen angesehen, müssen die Einflussfaktoren näher spezifiziert werden. In Frage kommen beispielsweise das Humankapital und der Innovationsgrad einer Gesellschaft, aber auch eine Abhängigkeit von der tatsächlichen Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts. Das Gleiche gilt für die Nairu, die bekannt sein muss, um den inflationsstabilen Arbeitseinsatz zu bestimmen. Zur Quantifizierung dieser beiden zentralen Größen wird zumeist auf Filtermethoden zurückgegriffen.

3.5.2 Multivariater Kalman-Filter mit exogenen Variablen

Strukturelle multivariate State-Space-Modelle unterscheiden sich von ihren semi-strukturellen Pendants dadurch, dass sie exogene Variablen berücksichtigen, die Rückschlüsse auf die Potenzialentwicklung zulassen.[39] Verschiedene Modellierungen sind denkbar, üblicherweise werden aber in Anlehnung an die gängigen gesamtwirtschaftlichen Modelle drei Gleichungen simultan geschätzt: eine Phillipskurve mit der Produktionslücke als erklärende Variable für die Inflation sowie jeweils eine Gleichung für die Produktionslücke und für das Potenzial. Dabei werden exogene Variablen, die als Bestimmungsfaktoren des Potenzials vermutet werden, wie beispielsweise die Realzinsen, explizit in dem Gleichungssystem berücksichtigt. Ein solches System würde dann wie folgt aussehen:

Phillipskurve: $(\Delta)\pi = \Sigma_i\, \alpha_i\, (\Delta)\pi_{t-i} + \beta(y-y^*)_t + \gamma Z_t^1 + \varepsilon_t$

Produktionslücke: $(y-y^*)_t = \delta_1(y-y^*)_{t-1} + \delta_1(y-y^*)_{t-2} + \mu_t$

Potenzial: $y^*_t = y^*_{t-1} + \eta_t + \lambda Z_t^2 + \nu_t$

Mit η_t einem Random Walk, Z^1 und Z^2 exogenen Variablen, y dem logarithmierten Bruttoinlandsprodukt und y^* dem logarithmierten Produktionspotenzial. Die Methode wurde bisher kaum auf das Potenzial angewandt, jedoch auf eine wichtige Determinante des Potenzials, die Nairu (Jaeger/Parkinson 1994, Salemi 1999 sowie Logeay/Tober 2005, 2006).

3.5.3 Strukturelle Vektor-Autoregressive (SVAR)-Analyse

In SVAR-Analysen werden alle einbezogenen Variablen als endogen betrachtet. Damit werden Wechsel- und Rückwirkungen berücksichtigt, was für sich genommen positiv zu bewerten ist. Schwachstelle dieser Methode ist die Identifikation und Interpretation der sogenann-

[39] Siehe beispielsweise Jaeger/Parkinson (1994) und Salemi (1999).

ten strukturellen Schocks, die eine große Rolle bei der Ermittlung des Potenzials spielen. SVARs erfreuen sich zunehmender Beliebtheit und werden insbesondere in der Literatur, beispielsweise im Umfeld der EZB, verwendet (Gerlach/Smets 1999 und King/Morley 2003).

SVAR-Modelle haben das gleiche Problem wie die anderen strukturellen Ansätze: Man kann die zugrunde liegenden Theorien im Allgemeinen nicht testen. Sie haben jedoch den entscheidenden Vorteil, dass sie leicht zu handhaben sind und eine gute ökonometrische Anpassung aufweisen.[40] In den letzten Jahren wurden die Schätzung und Analyse von SVAR-Modellen zu einem populären Instrument der empirischen Makroökonometrie. Die Popularität dieser Modellklasse hat mehrere Gründe: Erstens überwinden die SVAR-Modelle die Kritik an traditionellen strukturellen Makromodellen, dass diese wichtige dynamische Interaktionen vernachlässigen (Sims 1980). Zweitens werden diese Modelle den Anforderungen der modernen Theoriebildung gerecht und können eine Erwartungsbildung in Form rationaler Erwartungen unterstellen. Drittens erlauben sie einen „theoriegeleiteten“ Blick auf die Daten, indem die Restriktionen, die zur Identifikation des Modells nötig sind, theoretisch fundiert werden.

Der von Sims (1980) vorgebrachte Vorwurf, dass traditionelle strukturelle Makromodelle wichtige Interaktionen zwischen Variablen außer Acht lassen, bezieht sich vor allem auf die angenommene Exogenität bestimmter Variablen. Tatsächlich ist es empirisch sehr schwer, Variablen zu finden, die „wirklich“ exogen sind. Sims zitiert als Beispiel ein Modell des Angebots und der Nachfrage nach landwirtschaftlichen Gütern, in dem traditionell zur Identifikation eine Klimavariable eingeführt wird, die sich per Annahme nur auf die Angebotskurve, nicht jedoch auf die Nachfrageseite bezieht. Sims argumentiert jedoch:

> „However certain we are that the tastes of consumers in the U.S. are unaffected by the temperature in Brazil, we must admit that it is possible that U.S. consumers, upon reading of a frost in Brazil in the newspapers, might attempt to stockpile coffee in anticipation of the frost's effect on price. Thus variables known to affect supply enter the demand equation, and vice versa, through terms in expected price."
>
> (Sims 1980: 14-15)

Dieses Argument gilt natürlich auch für die Wirtschaftspolitik: Ein Großteil wirtschaftspolitischer Reaktionen der Geld- und Fiskalpolitik ist als eine endogene Reaktion auf die konjunkturelle Lage zu verstehen und geht in die Verhaltensfunktionen der übrigen Marktteilnehmer ein. Insofern – so der Einwand von Sims – sollten Modelle geschätzt werden, die von Beginn an möglichst viele Variable als endogen behandeln.[41]

> „Because existing large models contain too many incredible restrictions, empirical research aimed at testing competing macroeconomic theories too often proceeds in a single- or few equation framework. For this reason alone it appears worthwhile to investigate the possibility of building large models in a style which does not tend to accumu-

[40] Eine gute Einführung in die SVAR-Modelle bietet Enders (1995).

[41] Damit wird im Übrigen auch dem Anspruch rationaler Erwartungsbildung Genüge getan, da beispielsweise die Interaktionen zwischen der Entwicklung bestimmter makroökonomischer Größen und wirtschaftpolitischen Steuerungsinstrumenten als Feedback-Beziehung mitgeschätzt werden.

late restrictions so haphazardly... It should be feasible to estimate large-scale macromodels as unrestricted reduced forms, treating all variables as endogenous."

(Sims 1980: 14-15)

In einer unrestringierten VAR-Analyse werden zunächst alle möglichen Interaktionen zwischen den Variablen im System geschätzt. In einem VAR-System erklärt der Vektor der jeweils verzögerten Variablen insgesamt alle anderen Variablen. Es ist ein Modell reduzierter Form. Allerdings kommt man in einer weitergehenden Analyse nicht umhin, bestimmte Restriktionen zu setzen, da die reduzierte Form nicht unmittelbar interpretierbar ist. Um den Übergang zwischen einer reduzierten Form und einem strukturellen Modell zu berechnen, bedarf es Restriktionen, die beschreiben, welche Eigenschaften bestimmte Variablen in dem strukturellen Modell haben sollen.[42] Hier sind theoretische Überlegungen gefragt.

Gleichung (3.11) zeigt ein Modell in seiner strukturellen Form, wobei aus Gründen einer vereinfachten Darstellung ein VAR(1)[43] angenommen wird.

(3.10) $BXt = \Gamma 0 + \Gamma 1Xt\text{-}1 + \varepsilon t, \qquad \varepsilon \sim N(0,\Sigma\varepsilon)$

Hierbei gibt B die zeitgleichen und Γ_1 die verzögerten Interaktionen an. Diese Form ist ökonometrisch nicht schätzbar, so lange nicht mindestens Normalisierungsrestriktionen vorgenommen werden. Auch dann ist aber eine Schätzung nicht sinnvoll, denn die Fehlerterme und die (zeitgleichen) endogenen Variablen, die rechts in den Gleichungen stehen, sind miteinander korreliert. Damit ist der OLS-Schätzer verzerrt und nicht konsistent. Nur die so genannte reduzierte Form (3.12) ist daher sinnvoll schätzbar:

(3.11) $X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + e_{t,} \qquad e \sim N(0,\Sigma_e)$

Die Beziehungen zwischen reduzierter und struktureller Form sind über $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ und $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ gegeben.

Die Parameter der Gleichung (3.11) können nicht ohne weiteres eindeutig aus denen von (3.12) hergeleitet werden. Die eindeutige Bestimmung der Parameter setzt voraus, dass n^2 Restriktionen gesetzt werden. Dies sei anhand der Dimensionen der Matrizen und Vektoren erläutert:

Seien die Vektoren X, Γ_0, ε_t und e_t von der Dimension (n,1) und die Matrizen B, Γ_1, Σ_ε und Σ_e von der Dimension (n,n), dann kann man die Anzahl der unbekannten Parameter folgendermaßen zusammenfassen:

[42] Vgl. Favero (2001) und Gottschalk (2001). In der traditionellen Modellierung der strukturellen Makromodelle wurden hier Interaktionen ausgeschlossen bzw. bestimmte Variablen als exogen definiert.

[43] Ein autoregressiver Prozess erster Ordnung ist ein Prozess, der nur von der ersten Verzögerung der Variablen und einer Konstanten abhängt; siehe Gleichung (3.23).

Tabelle 3.2
Anzahl der Parameter in SVAR-Modellen

Strukturelles Modell		Reduziertes Modell	
	Anzahl der unbekannten Parameter		Anzahl der unbekannten Parameter
B	n^2		
Γ_0	n	A_0	n
Γ_1	n^2	A_1	n^2
Σ_ε	n(n+1)/2	Σ_e	n(n+1)/2
Summe	$(5n^2+3n)/2$	Summe	$^3/_2\ (n^2+n)$

Aus der Tabelle wird ersichtlich, dass $(5n^2+3n)/2 - {}^3/_2\ (n^2+n) = n^2$ Restriktionen benötigt werden. Es gibt mehrere Möglichkeiten, diese Restriktionen zu setzen. Da man im Rahmen der SVAR-Analyse primär an strukturellen Schocks und deren Transmission interessiert ist, werden hier die Restriktionen direkt auf die Schocks ε und den Zusammenhang $\varepsilon = Be$ gesetzt. Erstens werden die strukturellen Schocks orthonormalisiert, wodurch n(n+1)/2 Restriktionen gesetzt werden ($\Sigma_\varepsilon = I$). Damit sind die zu identifizierenden strukturellen Schocks unkorreliert (orthogonal), d.h. sie sind unabhängig[44] voneinander und haben die gleiche Varianz (normalisiert). Zweitens wird in der weitergehenden Analyse die in der Literatur häufig verwendete Methode langfristiger Restriktionen von Blanchard/Quah (1989) verwendet.[45] Mit diesen Restriktionen wird zwischen langfristigen und transitorischen Einflüssen der Schocks unterschieden. Blanchard/Quah unterstellen dabei von vornherein, dass Nachfrageschocks nur kurzfristige Wirkungen, Angebotsschocks demgegenüber langfristige Wirkungen haben.

Die strukturelle Form wird in die Form eines gleitenden Durchschnitts (Moving Average) gebracht:

(3.12) $X_t = \mu + C(L)\varepsilon_t,$

mit $\mu = [I-B^{-1}\Gamma_1 L]^{-1}B^{-1}\Gamma_0$

und $C(L) = [I-B^{-1}\Gamma_1 L]^{-1}B^{-1} = \Sigma_{i=0\ldots\infty}\ A_1^{\,i}\,B^{-1}\,L^i = \Sigma_{i=0\ldots\infty}\ C(i)L^i$

Die langfristigen Restriktionen werden nun direkt auf die Eigenschaften von C(L) gelegt. Wie aus der makroökonomischen Literatur bekannt, lassen sich Multiplikatoren, beispielsweise der Konsumausgabenmultiplikator, als Ergebnis einer geometrischen Reihe schreiben. Eine langfristige Restriktion von Null bedeutet dann, dass sich die Effekte jeder Einzelperio-

[44] Da die Residuen normal verteilt sind, gibt es eine Äquivalenz zwischen Unabhängigkeit und Nichtkorrelation.

[45] Zu anderen Identifikationsmöglichkeiten, vgl. Favero (2001), Kap. 6.

de zu Null aufsummieren müssen, der langfristige Effekt somit verschwindet (während hingegen kurzfristige Effekte möglich sind).

Dabei wird auf der Grundlage theoretischer Überlegungen entschieden, welche strukturellen Schocks langfristige Effekte auf die Variablen haben und welche nicht. Wenn beispielsweise die erste Variable von X nicht langfristig von dem ersten Schock von ε beeinflusst sein soll, lautet die Restriktion:

(3.13) $\Sigma_{i=0...\infty} C_{11}(i) = 0,$ wo $C_{11}(i)$ der (1,1)-Term der Matrix C(i) ist.

Damit das System exakt identifiziert werden kann, werden n(n-1)/2 solcher Restriktionen gesetzt.

Die Wirkungen der Multiplikatoren können als Impuls-Antwort-Folgen interpretiert werden. Die Impuls-Antwort-Folgen sind eine Darstellung der Multiplikatorwirkungen eines strukturellen Schocks auf der Zeitachse – die oben erwähnte geometrische Reihe.[46] Damit können die dynamischen Interaktionen innerhalb des Systems sichtbar gemacht werden. Bei der Interpretation der Impuls-Antwort-Folgen eines SVAR-Systems ist jedoch zu beachten, dass die endogenen Reaktionen der Wirtschaftspolitik als Bestandteil des VAR-Systems mitgeschätzt sind. Die Impuls-Antworten veranschaulichen dann bei gegebener geschätzter endogener Reaktion der Wirtschaftspolitik, wie sich die Wirkungen „exogener“ Schocks durch das System fortpflanzen.

> „(...) the VAR approach *[gemeint sind SVARs]* concentrates on *deviations* from the rule. In fact such deviations provide researchers with the best opportunity to detect the response of macroeconomic variables to monetary impulses that are not expected by the market.“
>
> (Bagliano/Favero 1998: 1074)

Damit löst die SVAR-Analyse die Forderungen der modernen Theoriebildung ein, einerseits die Restriktionen theoretisch abzuleiten und andererseits zwischen den antizipierten und nicht antizipierten Folgen von Politikmaßnahmen zu unterscheiden. Gefragt wird beispielsweise, was passiert, wenn es einen externen Schock gibt (dies könnte zum Beispiel ein negativer Nachfrageschock aus dem Ausland sein) und dieser sich bei *gegebenen* Reaktionsfunktionen der Geldpolitik und der privaten Haushalte durch das System durchpflanzt. Dabei werden die Folgen systematischer Politik nicht ignoriert, die endogenen Funktionen sind immer schon im System enthalten. Der Schwerpunkt der strukturellen VAR-Analyse liegt darauf, zu analysieren, wie sich das System unter Berücksichtigung der mit geschätzten Feedback-Beziehungen nach einem Schock einpendelt.

Die Produktionslücke oder eine Arbeitslosigkeitslücke kann dann als Summe der Wirkung bestimmter in der Vergangenheit aufgetretener Schocks definiert werden (z.B. $Y_t - Y^*_t = \Sigma_{bis\ t}$ Nachfrageschocks und $Nairu_t = \Sigma_{bis\ t}$ aller Schocks bis auf den Nachfrageschock).

[46] Vgl. beispielsweise Christiano/Eichenbaum/Evans (1999) für eine Analyse von SVARs für die Geldpolitik.

Das ursprüngliche Modell von Blanchard/Quah (1989) basiert auf neoklassischen Annahmen: Nachfrageschocks haben keinen langfristigen Einfluss auf die reale Produktion und somit auch nicht auf das Potenzial. Demgegenüber können Angebotsschocks langfristig auf die reale Produktion und auf das Potenzial wirken. Folglich ergibt sich die Veränderung des Potenzials als Summe der geschätzten Angebotsschocks und die Produktionslücke als Abweichung von diesem Potenzial, wobei diese Abweichung genau der Summe der geschätzten Nachfrageschocks entspricht. (Dies ist zwingend, da es in dem Modell nur zwei Schocks gibt.) Da der transitorische Charakter der Wirkungen von Nachfrageschocks von vornherein unterstellt und zur Identifikation benutzt wird, ist die definierte Produktionslücke in dem Modell von Blanchard/Quah (1989) zwangsläufig stationär. Wenn man die Neutralität einer Nachfragepolitik im Hinblick auf das Potenzial nicht von vornherein annehmen will, kann man sich an anderen Modellen orientieren, in denen Nichtneutralität beispielsweise infolge des Insider-Outsider-Phänomens und damit auftretender Hysterese möglich ist (Balmaseda/Dolado/López-Salido 2000).

Durch das Hinzufügen eines dritten Schocks (eines Arbeitsangebotsschocks) zu dem Angebots- und dem Nachfrageschock und die unterstellte vollständige Hysterese ist es möglich, die bisherige Identifikationsstrategie zu ändern, nach der der Angebotsschock als langfristiger Schock identifiziert wird und der Nachfrageschock als kurzfristiger. Man erhält zwei langfristige Schocks, die als Angebots- und Nachfrageschocks interpretiert werden. Dabei ist zu betonen, dass die langfristigen Koeffizienten frei geschätzt werden – sie müssen anders als im Ansatz von Blanchard/Quah nicht zwangsläufig Null sein.

Die übliche Handhabung von SVARs ist restriktiv, da Veränderungen des Potenzials nur über den Trend und die Angebotsschocks modelliert werden. Wenn Nachfrageschocks jedoch einen langfristigen Einfluss auf die reale Produktion haben, so beeinflussen sie auch das Potenzial. SVAR-Modelle zerlegen die endogene Variable – das Bruttoinlandsprodukt – in die Summe von orthonormalen Schocks und eine Basisprojektion, liefern aber keine direkte Schätzung des Potenzials. SVAR-Modelle sind daher insofern problematisch, als die Annahmen, auf denen sie basieren, nicht getestet werden können. Ist beispielsweise die Superneutralitätsannahme unzutreffend, so ist die übliche Identifizierung der Schocks als langfristig und kurzfristig falsch, und die Trend/Zyklus-Dekomposition entspricht nicht eins zu eins der Langfrist/Kurzfrist-Dekomposition. Nur wenn das Modell überidentifizierende Restriktionen enthalten würde, könnte zwischen zwei Hypothesen, die das Modell enthält, entschieden werden, d.h. nur dann könnte man verschiedene Hypothesen testen. Dies ist aber üblicherweise nicht der Fall.

3.6 Schlussbemerkung

Die überwiegende Mehrheit der internationalen Organisationen verwendet eine Produktionsfunktion zum Schätzen des Produktionspotenzials der einzelnen Länder. Produktionsfunktionen haben den Vorteil, dass sie anders als die univariaten Filtermethoden nicht einfach den statistischen Trend der Vergangenheit fortschreiben. Den semi-strukturellen, multivariaten

Methoden sind sie überlegen, weil sie das Potenzial nicht nur, wie diese, in einem ökonomischen Zusammenhang schätzen – insbesondere durch die Berücksichtigung der Inflationswirkung der Produktionslücke –, sondern direkt den Einfluss der Einsatzfaktoren quantifizieren. Diese Konstruktion ist daher eher geeignet, Strukturbrüche zu identifizieren und zu berücksichtigen. In der konkreten Anwendung basieren aber auch die Produktionsfunktionsschätzungen letztlich zu einem großen Teil auf univariaten Verfahren – insbesondere dem HP-Filter –, da diese zur Bestimmung der Potenzialwerte der Einsatzfaktoren benutzt werden. Es erstaunt vor diesem Hintergrund nicht, dass sich die Ergebnisse der Potenzialschätzungen der verschiedenen Organisationen so stark ähneln, und dass sie, wie in Kapitel 4 ausgeführt, näher beieinander liegen, als die Schätzungen jeder einzelnen Organisation für ein konkretes Jahr zu verschiedenen Zeitpunkten.

Abbildung 3.3
Von internationalen Organisationen geschätzte Wachstumsrate des Produktionspotenzials Deutschlands

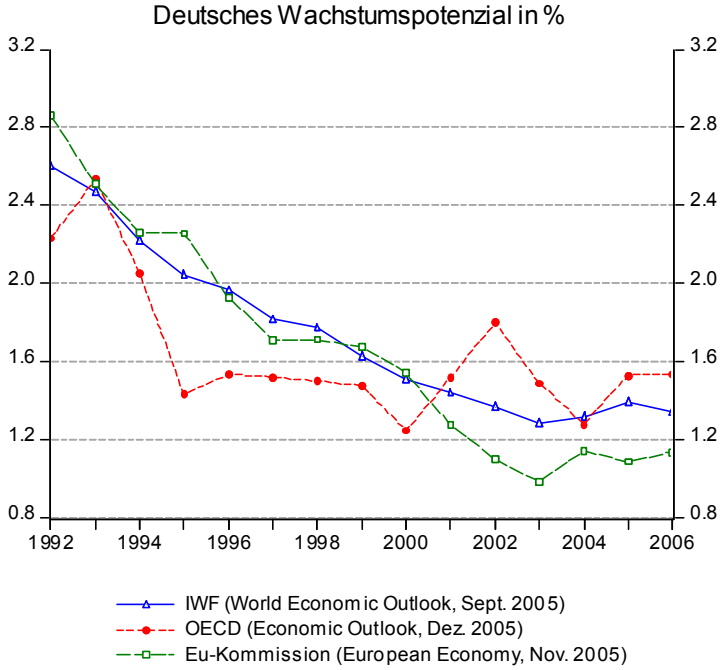


Tabelle 3.3
Produktionslücke und Nairu von verschiedenen internationalen Institutionen

	Produktionslücke in % des Potenzials				Nairu in %			
	2003	2004	2005	2006	2003	2004	2005	2006
IWF	-1,3	-1	-1,6	-1,7	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
OECD	-1,5	-1,6	-2,1	-1,9	n.a.	7,4	7,3	7,3
EU-Kommission	-1,1	-0,6	-0,9	-0,8	8,4	8,5	8,6	8,7

Quellen: IWF: World Economic Outlook, Sept. 2005. - OECD: Economic Outlook, Dez. 2008, Nr. 78/2005. - EU-Kommission: European Economy, Nov. 2005, Nr. 5/2005 und AMECO. Nairu=Nawru.

4 Potenzialeinschätzung im Rückblick

4.1 Einleitung

Die Einschätzung der Produktionslücke und entsprechend auch des Potenzialwachstums hat sich im Laufe der vergangenen zehn Jahre zum Teil binnen Jahresfrist erheblich verändert. Dies zeigen die unten stehenden Abbildungen, die für den Internationalen Währungsfonds, die OECD und die EU-Kommission jeweils die Produktionslücke und das Potenzialwachstum aus heutiger Sicht (Frühjahr 2006), aus Sicht des Jahres 2000 und aus der jeweils aktuellen Sicht (Echtzeit) darstellen. Die Echtzeit-Produktionslücke für Deutschland ist dabei die Produktionslücke eines Jahres wie von den Institutionen im jeweils darauf folgenden Frühjahr ausgewiesen. Der Zuwachs des Produktionspotenzials ist etwas komplizierter zu berechnen, da es nicht direkt von den betreffenden Institutionen ausgewiesen wird. Die Änderungsrate des Echtzeit-Produktionspotenzials wird auf der Grundlage des Bruttoinlandsproduktes und der Produktionslücke eines Jahres sowie des Vorjahres wie von der jeweiligen Institution im Frühjahr des nächsten Jahres ausgewiesen, berechnet.

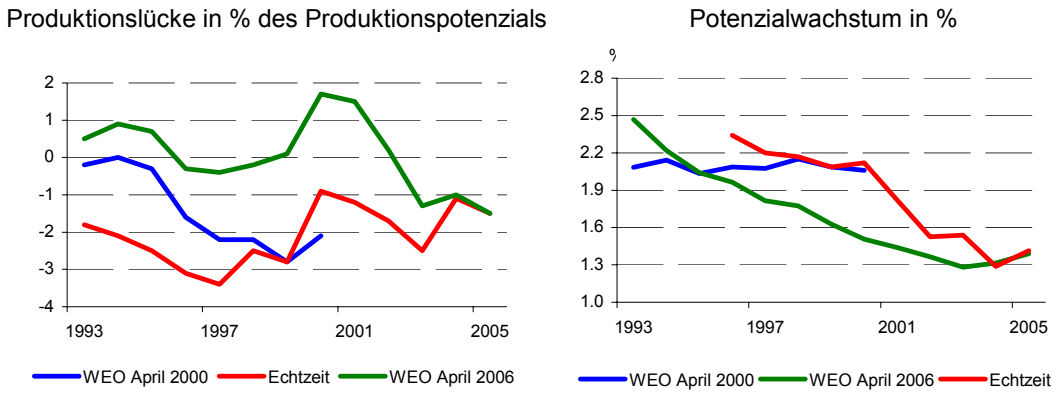
Die Differenz zwischen der Einschätzung in der Vergangenheit und im Rückblick ist im Falle des Internationalen Währungsfonds am deutlichsten für das Jahr 1999 und das Jahr 2001. Im Frühjahr 2000 bezifferte der Internationale Währungsfonds die Produktionslücke im Jahre 1999 mit -2,8 %; im Frühjahr 2006 weist er die Produktionslücke im Jahre 1999 mit +0,1 % aus – nicht nur ein Unterschied von fast 3 Prozentpunkten, sondern auch eine Umkehr des Vorzeichens. Die Produktionslücke im Jahre 2001 wurde in Echtzeit (also im Frühjahr 2002) auf -1,2 % geschätzt; aus heutiger Sicht (Frühjahr 2006) geht der Internationale Währungsfonds für das Jahr 2001 ebenfalls nicht mehr von einer negativen Produktionslücke aus, sondern von einer deutlich positiven in Höhe von 1,5 %. Ein ähnliches Bild, insbesondere für das Jahr 2001, zeigt sich bei der OECD und der EU-Kommission. Die Änderungen sind nicht nur quantitativ bedeutsam, sondern sie zeigen auch ein qualitativ anderes Konjunkturbild. Diese Volatilität der Einschätzungen entwertet die Berechnungen als mittelfristiger Orientierungsmaßstab. Um das Problem noch deutlicher zu machen, kann man berechnen, wie hoch die Produktionslücke für das Jahr 2005 wäre, wenn man seit 2000 die Potenzialwachstumsrate zugrunde legen würde, die der Internationale Währungsfonds im Jahr 2000 für die Jahre 1992 bis 2001 unterstellt hat, und zwar 2,1 %.[47] Die Produktionslücke in Deutschland wäre bei diesem unterstellten Potenzialpfad im Jahre 2005 größer als 8 % gewesen. Ein Blick auf die Revisionen der vom Internationalen Währungsfonds geschätzten Produktionslücken anderer Länder in der Gegenwart und in Echtzeit zeigt, dass das Problem ein allgemeines ist (Abbildung 4.4).

Die Konsequenzen dieser Revisionen für die Beurteilung der strukturellen Salden der öffentlichen Haushalte sind offensichtlich groß und können eindrucksvoll am Beispiel

[47] Nur in zwei Jahren weicht die Potenzialwachstumsrate von 2,1 % ab, im Jahr 1995 (2,0 %) und im Jahr 1998 (2,2 %). Hier handelt es sich aber wahrscheinlich um Rundungsfehler.

Deutschland und Irland illustriert werden. Im April 2000 wies der Internationale Währungsfonds für 1999 einen strukturellen Budgetüberschuss für Deutschland in Höhe von 0,6 % des potenziellen BIPs aus und erwartete für 2000 einen Überschuss in Höhe von 0,5 %. Zwei Jahre später und beliefen sich die entsprechenden Werte auf -0,8 % bzw. -1,3 % und aus heutiger Sicht wiesen die öffentlichen Haushalte im Jahr 1999 ein Defizit von -1 % auf und im Jahr 2000 eines von -1,2 %. Für Irland weist der Internationale Währungsfonds gegenwärtig strukturelle Budgetüberschüsse von 0,8 % bzw. 2,6 % für die Jahre 1999 und 2000 aus. Im Frühjahr 2002 bezifferte er die beiden Überschüsse mit 3,1 % und 2,8 %, und im Frühjahr 2000 war er von strukturellen Überschüssen der öffentlichen Haushalte Irlands für die Jahre 1999 und 2000 in Höhe von 1,9 % und 2,1 % ausgegangen.[48]

Abbildung 4.1
Produktionslücke und Potenzialwachstum Deutschlands: IWF Schätzungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten[1]

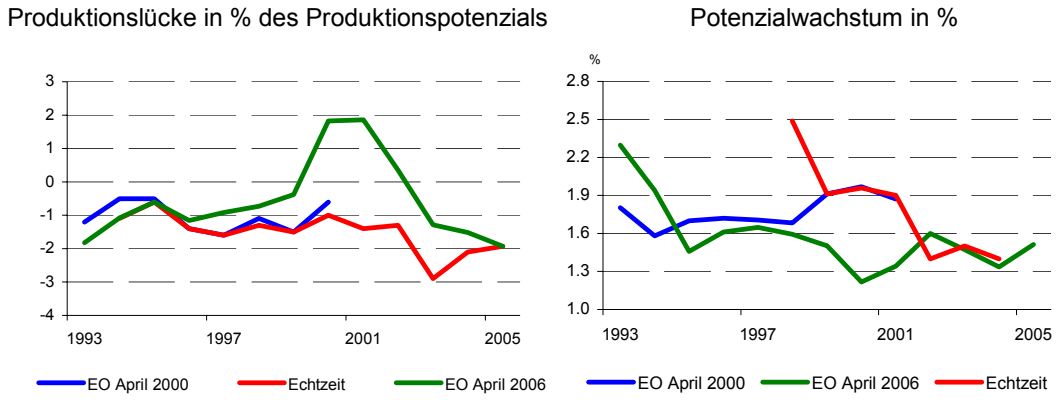


1Echtzeit bezeichnet die Schätzung der Produktionslücke bzw. des Potenzialwachstums für das jeweilige Vorjahr.

Quellen: Internationaler Währungsfonds, World Economic Outlook, Ausgaben jeweils Frühjahr, 1994 bis 2006.

[48] Für die hohe Unsicherheit mit der das strukturelle Defizit der öffentlichen Haushalte Irlands behaftet ist, siehe auch European Commission (2006, insb. S. 233).

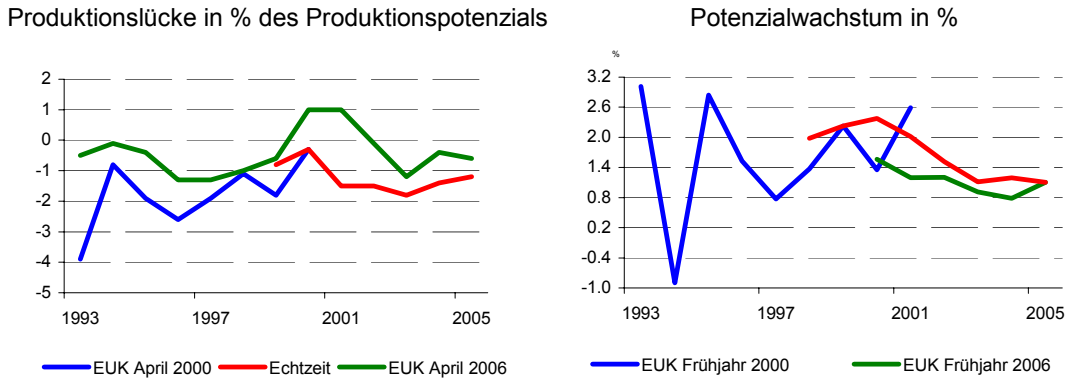
Abbildung 4.2
Produktionslücke und Potenzialwachstum Deutschlands: OECD Schätzungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten[1]



[1]Echtzeit bezeichnet die Schätzung der Produktionslücke bzw. des Potenzialwachstums für das jeweilige Vorjahr.

Quellen: OECD, Economic Outlook, Ausgaben jeweils Frühjahr, 1999 bis 2006.

Abbildung 4.3
Produktionslücke und Potenzialwachstum Deutschlands: EU-Kommission Schätzungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten[1]

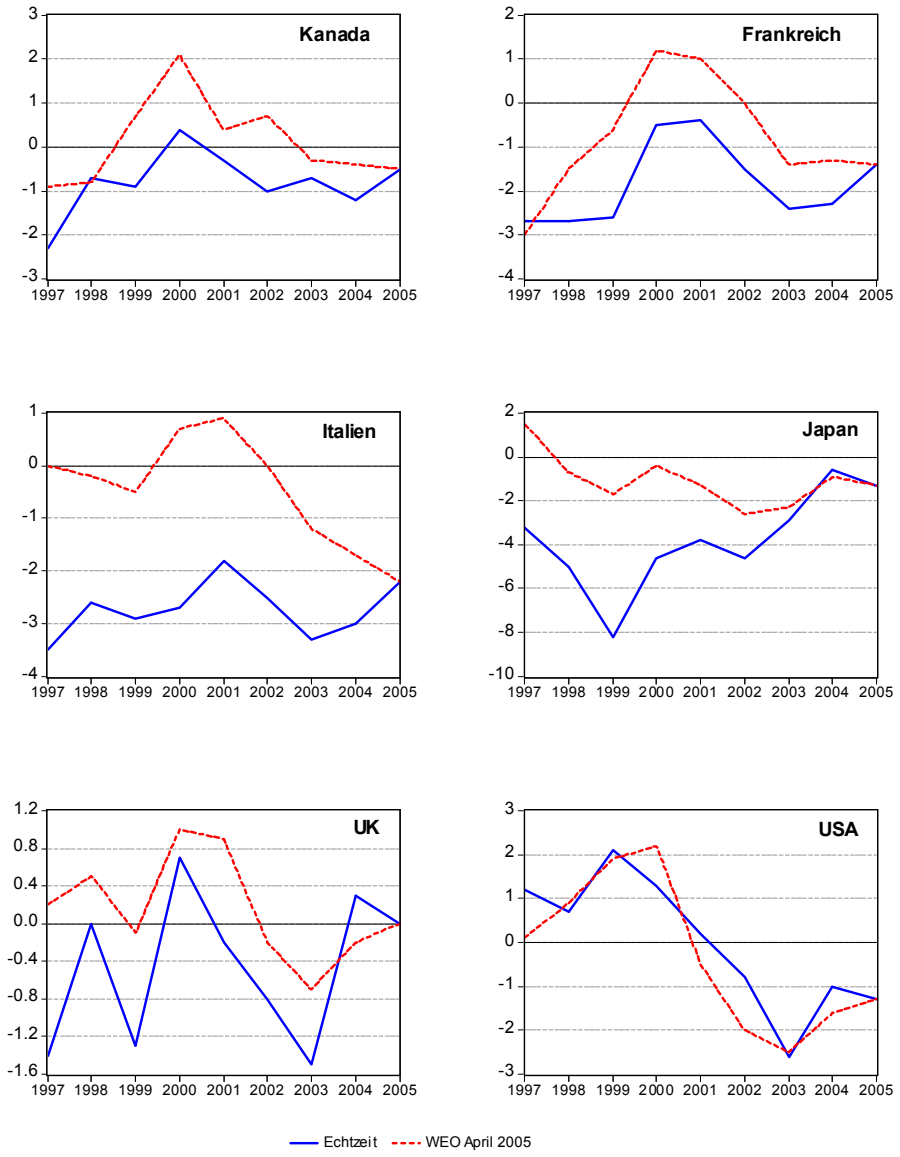


[1]Echtzeit bezeichnet die Schätzung der Produktionslücke bzw. des Potenzialwachstums für das jeweilige Vorjahr.

Quellen: EU-Kommission, European Economy, Ausgaben jeweils Frühjahr, 1999 bis 2006; AMECO-Datenbank.

Abbildung 4.4
IWF-Schätzungen der Produktionslücke verschiedener Länder zu unterschiedlichen Zeitpunkten[1]

in % des Produktionspotenzials

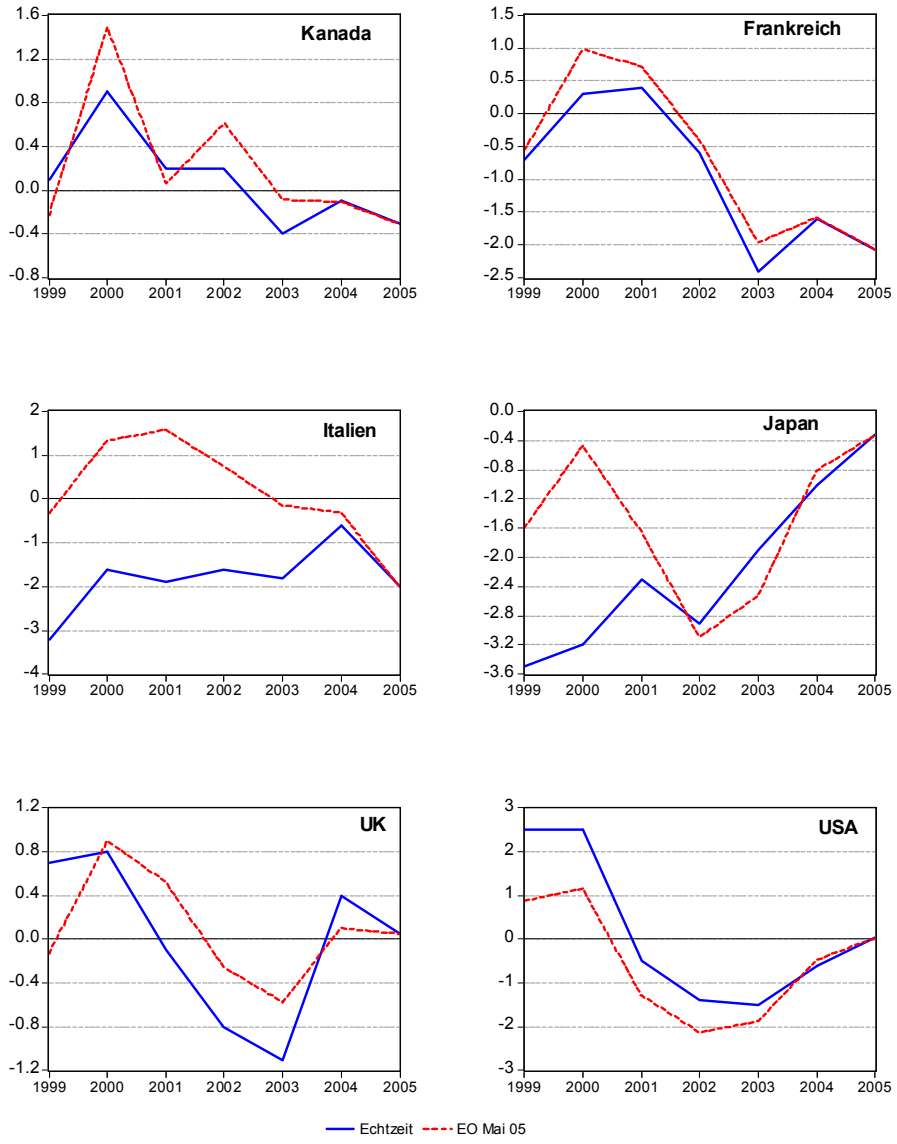


[1] Echtzeit bezeichnet die Schätzung der Produktionslücke für das jeweilige Jahr.

Quellen: Internationaler Währungsfonds, World Economic Outlook, Frühjahrs-Ausgaben, 1997 bis 2005.

Abbildung 4.5
OECD-Schätzungen der Produktionslücke verschiedener Länder zu unterschiedlichen Zeitpunkten[1]

in % des Produktionspotenzials



[1] Echtzeit bezeichnet die Schätzung der Produktionslücke für das jeweilige Jahr.
Quellen: OECD, Economic Outlook, Dezember-Ausgaben, 1999 bis 2004.

4.2 Ökonometrische Gründe

Aus ökonometrischer Sicht gibt es in erster Line vier Gründe für die zum Teil starken Revisionen der Potenzialschätzungen: Revision der Kennzahlen und Prognosen, Parameterunsicherheit, Endpunktunsicherheit und Modellunsicherheit.

4.2.1 Statistische Revisionen der Kernzahlen und der Prognosen

Dieser Effekt kommt dadurch zustande, dass sich die (Ist-)Werte, mit denen das Potenzial geschätzt wird, im Zuge neuerer Information von den Statistischen Ämtern und anderen Daten produzierenden Institutionen revidiert werden. Es zeigt sich, dass der Unterschied zwischen dem tatsächlichen Wachstum in Echtzeit und Endzeit viel geringer ist als die Revision des Potenzialwachstums. Dies ist besonders deutlich im Falle der EU-Kommission. Erstaunlicherweise behauptet die Kommission jedoch, dass dies die Hauptquelle der Revisionen der Produktionslücke ist.[49]

Viel bedeutender sollte der Effekt im Falle der Prognosewerte ausfallen. In vielen der Verfahren zur Schätzung des Produktionspotenzials werden Prognosewerten verwendet, um Komponenten des Produktionspotenzials am aktuellen Rand zu berechnen; beispielsweise die totale Faktorproduktivität und die Erwerbspersonenzahl. Insbesondere für die Faktoren, die mit dem HP-Filter berechnet werden, werden Prognosen von Jahr zu Jahr stark revidiert, mit der Folge, dass sich die Werte der HP-gefilterten Zeitreihen ändern und somit auch die Potenzialschätzung am aktuellen Rand.

4.2.2 Parameterunsicherheit

Wenn neue Datenpunkte kommen, wird ein Schätzmodell neu geschätzt. Dabei können sich die Parameter ändern, und damit auch die Schätzwerte. Dieser Effekt wird für genau geschätzte Modelle und in Abwesenheit von Strukturbrüchen am aktuellen Rand vermutlich gering sein, da die funktionalen Zusammenhänge sich in diesem Fall im Zeitablauf nur wenig ändern.

4.2.3 Endpunktunsicherheit

In vielen der Modelle, die vorgestellt wurden, werden einige Komponenten mit Methoden berechnet, die unter der End-Punkt-Verzerrung leiden. Der HP-Filter ist ein bekannter Fall, aber auch die Kalman-Filter-Schätzung ist davon betroffen, wenn die geglätteten Komponenten genommen werden, was in der Regel der Fall ist.

Bei dem HP-Filter wird das Problem dadurch verringert, dass die Zeitreihe durch das Hinzufügen von Prognosen, die meistens aus einfachen ARIMA-Modellen stammen, für einige Perioden verlängert und so das Gewicht des letzten Ist-Wertes zur gefilterten Komponente reduziert wird. Dies löst das Problem allerdings nur zum Teil, da per Konstruktion Revisionen der gefilterten Komponenten am aktuellen Rand durchgeführt werden, sobald ein neuer Datenpunkt hinzu kommt, selbst wenn die Prognosewerte sich nicht ändern, was an den veränderten Gewichten liegt. Darüber hinaus werden auch die Prognosewerte selber revidiert, so dass die im ersten Punkt angesprochene Unsicherheitsquelle zum Tragen kommt.

[49] Vgl. Denis et al. (2006: 17-18); auf diese Diskrepanz weist auch die Europäische Zentralbank hin (Europäische Zentralbank 2005: 43ff.).

Bei dem Kalman-Filter wird das Problem durch die Einbeziehung zusätzlicher Informationen (Datenreihen) in Grenzen gehalten. Der Effekt lässt sich allerdings nicht komplett ausschalten. Eine Analyse unserer Daten aus der Nairu-Schätzung führt zu dem Schluss, dass die Endpunkt-Unsicherheit stark davon abhängt, wie die Nairu modelliert wird. Dies scheint aber nicht die Hauptursache für große Revisionen, vor allem mit Vorzeichenwechsel, zu sein.

4.2.4 Modellunsicherheit

Diese Unsicherheit betrifft die Tatsache, dass zwei Modelle des Produktionspotenzials, zwei verschiedene Schätzergebnisse produzieren. Dies sollte allerdings keine Effekte haben, wenn Jahr für Jahr dasselbe Modell und dieselbe Spezifikation verwendet wird. In der Beschreibung der Methoden wurde allerdings geschildert, wie sich die Modellierung des Potenzials innerhalb der Institutionen entwickelt hat, so dass dies auch einen Effekt gehabt haben wird. Beispielsweise schätzt die EU-Kommission seit 2005 den Arbeitseinsatz in der Produktionsfunktion in Stunden statt, wie zuvor, in Köpfen (sie berücksichtigt also seitdem die Arbeitszeit). Es ist allerdings schwierig, diesen Effekt zu quantifizieren.

4.3 Ökonomische Gründe

Als ökonomische Gründe für die schwache Wachstumsentwicklung in Deutschland seit Mitte der neunziger Jahre werden von allen Institutionen primär die Folgen der deutschen Vereinigung sowie Inflexibilitäten auf dem Arbeitsmarkt und hohe Lohnkosten angeführt. Diese Faktoren sind aber nicht in der Lage, die erheblichen Revisionen der Potenzialschätzungen zu erklären, beispielsweise warum der Internationale Währungsfonds noch im Jahre 2000 einen Zuwachs des Produktionspotenzials um 2,1 % für das Jahr 2001 erwartet hat, mittlerweile aber nur noch einen von 1,4 % bei ebenfalls verringerten Raten in den Jahren zuvor.

Die deutsche Makropolitik wird von den Institutionen in erster Linie mit Blick auf Preisstabilität und konsolidierte Haushalte thematisiert. Bemerkenswert dabei ist, dass eine hohe Nachfrage aus dem Ausland stets als positiver Faktor für die Entwicklung in Deutschland gewertet wird. So basierte beispielsweise der Sachverständigenrat seine positiven Aussichten für die wirtschaftliche Entwicklung unter anderem auf den zusätzlichen Auftrieb durch den lang anhaltenden (störungsfreien) Aufschwung in den USA (SVR 2000: 1, 3). Er zog aus der konjunkturellen Abschwächung in den USA dann aber nicht den Schluss, dass die Makropolitik die entstehende Nachfragelücke schließen sollte. Auch wird als Grund für die dynamische Entwicklung der US-Wirtschaft trotz diverser exogener Schocks in der ersten Hälfte dieses Jahrhunderts stets die stark expansive Geld- und Fiskalpolitik angeführt, ohne aber daraus ein Plädoyer für eine expansivere Makropolitik in Deutschland zu ziehen. Dabei führt beispielsweise die EU-Kommission die deutsche Wachstumsschwäche insbesondere auf die schwache Binnennachfrage zurück:

> "Weakness in domestic demand has been the principal factor explaining the growth gap between Germany and its European partners since the mid-1990s. In particular, private

> consumption has been dragged down by sluggish growth of households' disposable income as employment growth was anaemic and the purchasing power of households was dented by an increasing tax burden.
>
> *[...]*
>
> Finally, the hypothesis of a sustained loss in competitiveness as a major factor in the growth slowdown of the 1990s is difficult to confirm on the basis of the evolution of the external sector and needs to be analysed in more detail."
>
> (Europäische Kommission 2002b: 26)

Als Hauptproblem identifiziert die EU-Kommission dann auf Basis einer Growth-Accounting Analyse "[…] the insufficient capacity of generating employment" (Europäische Kommission 2002b: 26).

Da die Institutionen die makroökonomische Verantwortung für diese mangelnde Fähigkeit, Beschäftigung zu schaffen, nicht sehen, bleiben letztlich überhöhte Löhne und Arbeitsmarktrigiditäten als Erklärungsmuster übrig. Nimmt man allerdings den Zeitraum von Beginn der neunziger Jahre bis 2002, so waren die Reallohnzuwächse über den gesamten Zeitraum kumuliert schwächer als der Produktivitätszuwachs des Faktors Arbeit. Zwar war die Lohnentwicklung in einzelnen Jahren vor allem während der deutschen Vereinigung und auch 1995 stärker; zumindest seit 1995 ergibt sich aber das Bild einer deutlichen Lohnzurückhaltung, die aus neoklassischer Sicht auf eine höhere Beschäftigung hin gewirkt haben müsste. Rechnet man die sogenannte Entlassungsproduktivität aus der ausgewiesenen Produktivität herausrechnet und verwendet zudem Effektivlöhne statt Tariflöhne, ergibt sich auch nach diesem Maßstab der „Vollbeschäftigungsproduktivität" eine kumulierte Lohnzurückhaltung (IMK 2006b). Es gibt zudem grundlegende theoretische Einwände gegen derartige Berechnungen. In einem keynesianischen Modell hängt die Beschäftigung primär von der Nachfrageentwicklung ab. Die Abhängigkeit von Reallöhnen ergibt sich bei Keynes nur für partialanalytische Beschäftigungsfunktionen, nicht aber für gesamtwirtschaftliche, bei denen alle binnenwirtschaftlichen Faktoren endogen sind. Es wäre demnach zunächst zu prüfen, wie sich die Binnennachfrage im Untersuchungszeitraum entwickelt hat. Hier zeigt sich nun eine fundamentale Schwäche nach der deutschen Vereinigung, die die Beschäftigungsentwicklung nachhaltig belastet hat. Dann ist aber nicht die schwache Beschäftigungsentwicklung Ursache der schwachen Binnennachfrage, sondern die schwache Binnennachfrage der Grund für die schlechte Beschäftigungsentwicklung.

Mit Bezug auf Inflexibilitäten am Arbeitsmarkt wird oftmals argumentiert, dass diese insbesondere dann von Bedeutung sind, wenn die Wirtschaft von Schocks getroffen wird; in diesem Fall verhindern bzw. verzögern Inflexibilitäten die Anpassung an ein neues Gleichgewicht infolge von Sperrklinkeneffekten. Hiergegen sprechen die hohe Arbeitszeitflexibilität in Deutschland und die beschränkte Möglichkeit von Lohnflexibilitäten Gütermarktschocks aufzufangen (Sachverständigenrat 2002, Minderheitsmeinung). Sollte jedoch tatsächlich ein Spreeklinkeneffekt wirken, der die deutsche Wirtschaft anfälliger macht als

andere Volkswirtschaften im Falle von Schocks, so folgt daraus noch nicht, dass Strukturreformen der beste oder auch einzige Lösungsweg sind.[50] Wie der Abschnitt zur Hysterese in Kapitel 5 zeigt, kommt es zu Verhärtungen der Arbeitslosigkeit dann, wenn diese lang andauert. Besteht die Gefahr solcher Effekte, ist die Makropolitik gefordert, Nachfrageschwächen entgegen zu wirken und im Falle einer bewussten Inflationsbekämpfung die Zügel wieder zu lockern, wenn sich die Inflationsaussichten infolge einer erhöhten Arbeitslosigkeit beruhigt haben.

4.4 Fazit

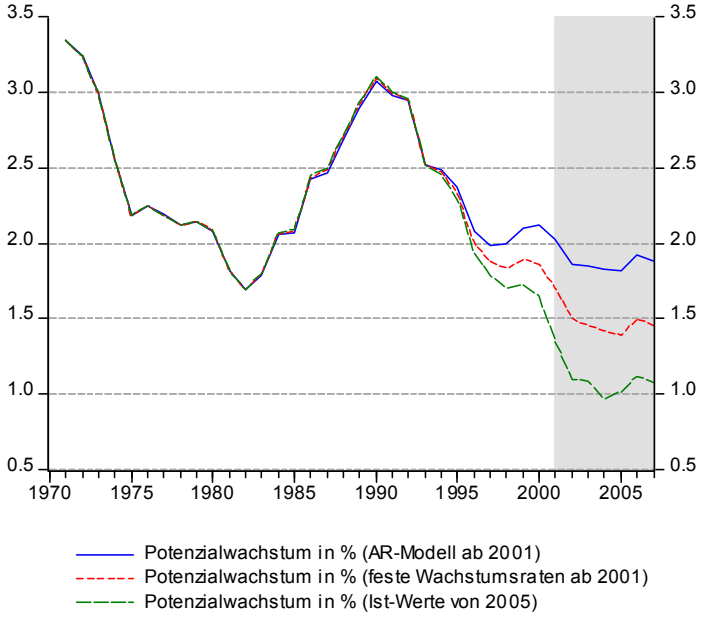
Die Gründe für die Revisionen der Potenzialeinschätzungen der internationalen Organisationen liegen nahezu ausschließlich in den verwendeten ökonometrischen Verfahren, und zwar erstens in der Endpunkt-Problematik der Filter-Technik und zweitens, indirekt, auf Fehlprognosen. Um dies zu verdeutlichen haben wir folgende Zeitreihen aus der AMECO-Datenbank bis 2007, also einschließlich zweier Prognosejahre, genommen: reales BIP, Netto-Kapitalstock, Erwerbstätige, standardisierte Arbeitslosenquote, Lohnquote und Nairu. Alle Zeitreihen wurden, wie in Kapitel 5 beschrieben, mit Wachstumsraten verkettet, um den Vereinigungsbruch zu beseitigen. Aus diesen Daten lassen sich der Mittelwert der Lohnquote zwischen 1970 und 2005 (62 %) und durch Umstellung der Produktionsfunktion eine Zeitreihe für die totale Faktorproduktivität berechnen.

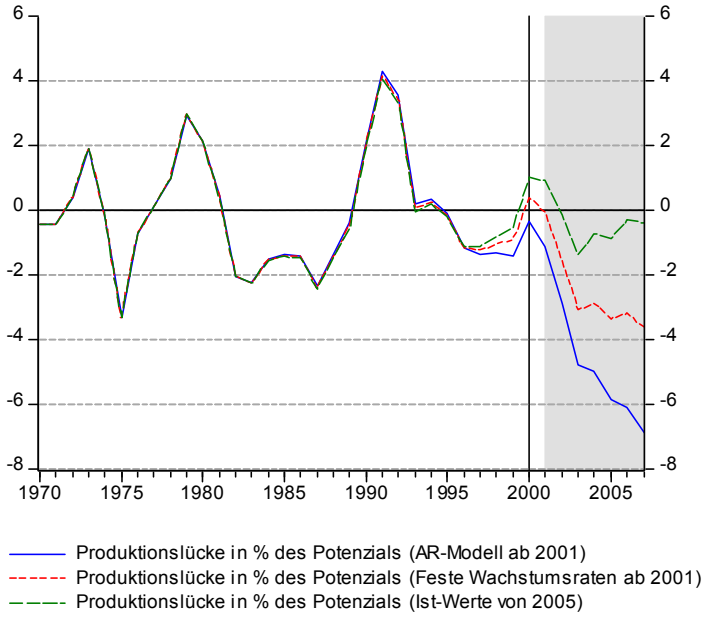
Die Revisionsanfälligkeit der Methoden lässt sich nun anhand der drei Zeitreihen Erwerbspersonenpotenzial, potenzielle TFP und Nairu veranschaulichen. In einem ersten Schritt lassen wir über die Zeitreihen der Erwerbspersonen und der TFP einen HP-Filter (100) laufen, um das Erwerbspersonenpotenzial und die potenzielle TFP zu berechnen und auf dieser Grundlage eine Reihe für das Produktionspotenzial aus heutiger Sicht zu ermitteln. Für das Jahr 2000, dem hier unser besonderes Augenmerk gilt, ergibt sich eine Produktionslücke in Höhe von +1 %. In einem zweiten Schritt versetzen wir uns zurück in das Jahr 2001, also einem Zeitpunkt, in dem wir den Datenstand bis 2000 haben, aber keine darüber hinaus gehenden Werte. Zur Verlängerung der Zeitreihen verwenden wir zwei von den internationalen Organisationen üblicherweise verwendete Methoden: einfache ARIMA-Modelle und ad-hoc-Verlängerungen. In der ARIMA-Variante werden die TFP und die Erwerbspersonen logarithmiert im Niveau geschätzt, und zwar mit einem AR(2)-Modell mit Trend bzw. einem einfachen AR(2)-Modell. Die AR-Modelle produzieren sehr „optimistische“ Ergebnisse für diese zwei Komponenten, in dem Sinne, dass sie deren Trend der Jahre zuvor (1995-2000) übertreffen. Daher wird die Entwicklung der Erwerbspersonen und TFP in einer zweiten Variante mit der durchschnittlichen Wachstumsrate der letzten Jahre (1995-2000) bis 2007 fortgeschrieben. Für die so über das Jahr 2000 hinaus verlängerten Werte wird ein HP-Filter (100) bis 2007 berechnet. Die Nairu wird in beiden Varianten analog zur Vorgehensweise der EU-Kommission verlängert, und zwar, indem wir die Hälfte der Zunahme bzw. Abnah-

[50] Siehe auch die Ausführungen in Abschnitt 6.3.

me in einem Jahr in dem Folgejahr fortgeschrieben. Mit diesen künstlichen Echt-Zeit-Werten für die potenzielle TFP, die potenziellen Erwerbspersonen und die Nairu wird das Produktionspotenzial nun erneut berechnet. In der AR-Modellierung ergibt sich sodann eine Produktionslücke für das Jahr 2000 in Höhe von 0,4 %, die zwar noch positiv ist, aber deutlich geringer als obige Produktionslücke für 2000 auf Grundlage der tatsächlichen Entwicklung bis zur Gegenwart. Die „konservative“ zweite Modellierungsvariante, die den bestehenden Trend fortführt, ergibt eine negative Produktionslücke in Höhe von -0,3 %. Es wird deutlich, dass die Potenzialschätzung stark von den erwarteten Werten der einzelnen Komponenten abhängt, die in den verwendeten Verfahren ihrerseits eng an der Entwicklung der jüngeren Vergangenheit hängen (Abbildung 4.6). Folglich können sich die heutigen Potenzialschätzungen als deutlich zu niedrig erweisen, wenn sich die Schwächephase der vergangenen fünf Jahre infolge günstigerer Rahmenbedingungen in den kommenden Jahren als vorübergehend herausstellen sollte.

Abbildung 4.6
Produktionslücken und Potenzialwachstum in künstlicher Echtzeit





5 IMK-Schätzung des Potenzials mit einer Produktionsfunktion

5.1 Einleitung

Zur Schätzung des Produktionspotenzials verwenden wir im Folgenden einen Produktionsfunktionsansatz. Die hierfür erforderliche Nairu wird mit einem Kalman-Filter geschätzt. Gegenüber anderen Verfahren hat der Produktionsfunktionsansatz den Vorteil, dass das Produktionspotenzial von den Wachstumsfaktoren abgeleitet und damit zumindest vom Ansatz her auch erklärt wird. Dies erlaubt zum einen eine Ermittlung eines Potenzials, das möglichst nahe an der Definition des Produktionspotenzials liegt, und zum zweiten eine differenzierte, ökonomisch gehaltvollere Projektion des Potenzials (Kapitel 3).

Dabei lehnen wir uns relativ stark an die Modellierungsstrategie der EU-Kommission an, auch weil dieser Ansatz für die nationalen Regierungen im Euroraum, beispielsweise bei der Formulierung der Stabilitätsprogramme, von Bedeutung ist. Zudem unterscheiden sich die Ansätze der internationalen Organisationen in jüngerer Zeit kaum von einander. Der hier vorgelegte Schätzansatz weist im Vergleich zur EU-Kommission geringfügige Abweichungen bei den Daten auf und bedeutendere bei der Art und Weise, in der das Potenzialniveau der einzelnen Komponenten der Produktionsfunktion berechnet wird. Hier sind insbesondere die Nairu und die potenzielle totale Faktorproduktivität betroffen. Bei der Nairu-Schätzung verwenden wir zwar ebenfalls einen Kalman-Filter, und greifen sogar auf das hierfür entwickelte GAP-Programm der Kommission zurück, die Phillipskurve wird aber anders spezifiziert und der Einfluss exogener Variablen auf die Nairu wird quantifiziert. Auch im Falle der totalen Faktorproduktivität versuchen wir, ökonomische Erklärungsfaktoren für die Entwicklung zu identifizieren, während die EU-Kommission eine rein ökonometrische Herangehensweise – eine Mischform von Random Walk und deterministischem Trend – wählt.

Die geschätzte Cobb-Douglas-Produktionsfunktion sieht wie folgt aus:

$$Y^*_t = A^*_t L^{*\alpha}_t \cdot K^{*1-\alpha}_t$$

wobei Y^* das Produktionspotenzial ist, α die partielle Elastizität der Produktion hinsichtlich des Einsatzfaktors Arbeit, A^*_t die potenzielle totale Faktorproduktivität, L^*_t die potenziell geleisteten Arbeitsstunden und K_t^* der Kapitalstock.

Die Nairu spielt eine zentrale Rolle bei der Ermittlung der potenziellen Arbeitsstunden (L^*_t). Diese werden errechnet, indem das inflationsstabile Erwerbstätigenpotenzial mit der potenziellen Arbeitszeit (HP-Filter aus der Reihe der tatsächlichen Arbeitszeit) multipliziert wird. Dabei wird das inflationsstabile Erwerbstätigenpotenzial ermittelt, indem die potenziellen Erwerbspersonen (HP-gefilterte Erwerbspersonen-Zeitreihe) mit (1-Nairu) multipliziert werden. Der Koeffizient α wird, wie allgemein üblich, gesetzt, und zwar als durchschnittliche Lohnquote über den betrachteten Zeitraum (0,65). Als potenzieller Kapitalstock wird, wie ebenfalls allgemein üblich, der tatsächliche Kapitalstock genommen. Die potenzielle totale Faktorproduktivität (A^*_t) wird nun ermittelt, indem die Produktionsfunktion zunächst

nach A_t aufgelöst wird, wobei statt der inflationsstabilen Erwerbstätigen die tatsächlichen Erwerbstätigen und statt des Produktionspotenzials das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt eingesetzt werden. Die totale Faktorpoduktivität (A_t) wird dann, wie in Abschnitt 5.4 dargelegt, in Abhängigkeit von erklärenden Faktoren geschätzt, und auf dieser Basis wird der Potenzialwert dieser Größe ermittelt.

Im Folgenden werden die verwendeten Daten beschrieben und die Schätzungen der Nairu sowie der totalen Faktorproduktivität präsentiert. Das Kapitel schließt mit der Darstellung der Schätzungen des Potenzials und Überlegungen zur Projektion.

5.2 Datengrundlage

Die verwendeten Daten stammen in erster Linie vom Statistischen Bundesamt und sind überwiegend auf Jahresbasis. Diese Daten dürften mit jenen identisch sein, die die Europäische Kommission für Deutschland verwendet, da die Daten ihrer AMECO-Datenbank primär von Eurostat geliefert werden, das seinerseits kaum eigene Daten generiert, sondern Daten der nationalen Statistikämter sammelt. Eine offizielle öffentlich zugängliche Datenreihe für den Kapitalstock in Deutschland gab es zum Zeitpunkt der Fertigstellung des Gutachtens nicht; hier haben wir auf den AMECO-Datensatz zurückgegriffen. Um die Konsistenz mit den Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zu gewährleisten, haben wir die Kapitalstock-Zeitreihe allerdings ausgehend von den Zeitreihen für Abschreibungen und Bruttoanlageinvestitionen neu berechnet, wodurch sie sich minimal von der AMECO-Zeitreihe unterscheidet.

Die verwendete Arbeitslosenquote ist die standardisierte Arbeitslosenquote in der Definition der ILO – die Erwerbslosenquote in der Terminologie des Statistischen Bundesamtes –, nicht die Arbeitslosenquote der Bundesagentur für Arbeit entsprechend der offiziellen nationalen Definition. Der Grund für diese Wahl ist die eingeschränkte Aussagekraft der nationalen Statistik in jüngerer Zeit infolge statistischer Artefakte im Zusammenhang mit der Hartz-IV-Reform und anderen Maßnahmen seit 2000. Diese vom Statistischen Bundesamt bereitgestellte ILO-Arbeitslosenquote unterscheidet sich leicht von der Eurostat-Zeitreihe. Im Zusammenhang mit den geldpolitischen Indikatoren wird die Zeitreihe auch auf Quartalsbasis benötigt; in diesem Fall ist die Quelle die OECD.

Die Vereinigung der beiden deutschen Staaten behandeln wir, wie auch die EU-Kommission, indem die Zeitreihen an Hand der Wachstumsraten verknüpft werden: die Wachstumsraten der westdeutschen Zeitreihen bis einschließlich 1991 werden an die Wachstumsraten der gesamtdeutschen Zeitreihen ab 1992 angeschlossen. Mit dieser verketteten Wachstumsratenreihe werden die gesamtdeutschen Niveaus von 1992 rückwärts neu (künstlich) berechnet.

Die als exogene Variablen in der Nairu-Schätzung verwendeten institutionellen Variablen basieren in erster Linie auf dem Datenset von Nickell et al. (2001),[51] Bassanini/Duval (2006) – die als Grundlage für die Analysen des Beschäftigungsausblicks der OECD 2006 dienen –, der statistischen Datenbank der OECD (OECD-stat-Datenbank, aufrufbar unter http://stats.oecd.org/wbos/default.aspx), Martinez-Mongay (2000, 2003), Destatis, AMECO und Visser (2006). Für den Kündigungsschutz wurde die Zeitreihe von Nickell et al. (2001), die bis 1995 geht, mit der Wachstumsrate der Zeitreihe von Bassanini/Duval (2006) verlängert (die Zeitreihen haben nicht dasselbe Niveau); allerdings reicht letztere auch nur bis 2003. Die letzten beide Jahre wurden geschätzt, wobei einige Anpassungen vorgenommen wurden, wegen der Reformen des Kündigungsschutzes im Jahr 1996, deren Rücknahme 1999 und Wiedereinführung 2004, sowie der Berücksichtigung von Hartz IV in den Jahren 2004-2005 (beispielsweise kann mit älteren Arbeitnehmern jetzt schon ab 52 Jahre – früher 58 Jahre – ohne Begründung ein befristeter Arbeitsvertrag abgeschlossen werden).[52] Der gewerkschaftliche Organisationsgrad basiert auf der Reihe von Nickell et al. (2001), die im Großen und Ganzen mit den entsprechenden Zeitreihen der OECD übereinstimmt. Sie wurde mit den Daten von Visser (2006) verlängert; für 2005 wurde der abnehmende Trend fortgeschrieben. Die Variable Lohnersatzleistungen stammt aus Bassanini/Duval (2006), allerdings mussten die letzten zwei Datenpunkte auch hier geschätzt werden. Dabei wurde berücksichtigt, dass die Hartz-IV-Reform der Zusammenlegung von Sozialhilfe und Arbeitslosenhilfe einen senkenden Effekt im Jahre 2005 gehabt haben dürfte und dass die entsprechenden Daten der OECD-stat-Datenbank (net replacement ratio) für alle Haushaltstypen für das Jahr 2004 eine Abnahme (um teilweise mehr als 10 %) registriert. Für den Lohnkeil wurden zwei Zeitreihen produziert. Die eine ist das Verhältnis von der absoluten Differenz zwischen Arbeitnehmerentgelten und Netto-Lohnsumme zu Arbeitnehmerentgelten, basierend auf Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Die andere Zeitreihe ist eine aktualisierte Version der effektiven Abgabenlast auf den Faktor Arbeit wie von der EU-Kommission geschätzt (Martinez-Mongay 2000 und 2003). Diese Abgabenrate setzt die Summe von Lohnnebenkosten (Sozialbeiträge und Lohnsummensteuer) und Lohnsteuer ins Verhältnis zur Bruttolohn- und Gehaltssumme.

Die geldpolitischen Indikatoren, die ebenfalls als Exogene in die Nairu-Schätzung einfließen, basieren nicht nur auf Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, sondern auch auf Daten der Deutschen Bundesbank. Konkret wurden hier der Tagesgeldsatz am Bankplatz Frankfurt und der Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 19 Industrieländern auf Basis der Preisdeflatoren des Gesamtabsatzes, wie von der Bundesbank veröffentlicht, verwendet. Der reale kurzfristige Zinssatz basiert auf dem Tagesgeldsatz, deflationiert mit dem BIP-Deflator, der seinerseits auf den Zeitreihen

[51] Labor Market Institutions Database (LMID), Online-Zugriff auf: http://cep.lse.ac.uk/pubs/author.asp?author=nickell.

[52] Vgl. Deutsche Bundesbank (2005: 25) für einen Überblick.

des Statistischen Bundesamtes zum realen und nominalen Bruttoinlandsprodukt basiert (vor 1992: früheres Bundesgebiet).

Zur Schätzung der totalen Faktorproduktivität wurde ebenfalls auf weitere Zeitreihen zurückgegriffen: die potenzielle totale Faktorproduktivität der USA (Congressional Budget Office und eine alternative Schätzung auf Grundlage der AMECO-Zeitreihen), die Ausgaben für Forschung und Entwicklung pro Kopf in Deutschland (OECD, Main Science and Techology Indicators) und Kapazitätsauslastung (im verarbeitenden Gewerbe) (Ifo, OECD).[53]

5.3 Kalman-Filter-Schätzung der Nairu

Die Kalman-Filter-Methode ist der Kointegration und den anderen statistischen Verfahren vom Ansatz her überlegen, da sie durch ihren dualen Ansatz die Arbeitslosigkeitslücke mit einem Inflationsmaß verknüpft und so der Definition der Nairu gerecht wird. Darüber hinaus kann der Einfluss exogener Variablen, beispielsweise eines geldpolitischen Indikators oder hysteretischer Effekte, auf die Nairu quantifiziert werden. Allerdings ist zu beachten, dass der Kalman-Filter-Ansatz sehr spezifikationsanfällig ist und mit Vorsicht angewendet werden muss. So ist beispielsweise die Arbeitslosigkeitslücke durch die Spezifikation als AR(2)-Prozess zwangsläufig eine stationäre Variable. Dies ist aus theoretischer Sicht zwar eine durchaus sinnvolle Annahme, es wäre aber aus forschungsstrategischer Sicht besser, wenn sich die Stationarität aus der Schätzung ergibt, anstatt als Annahme in die Schätzung einzugehen.

Eine alternative Methode, die wie der Kalman-Filter eine Verknüpfung zwischen Lohninflation und Arbeitslosigkeitslücke ermöglicht, aber weniger spezifikationsanfällig ist, ist die Elmeskov-Methode, die die OECD bis vor einigen Jahren zur Nairu-Schätzung anwendete. Die Elmeskov-Methode hat zudem den Vorteil, dass sie sehr einfach in der Anwendung und damit leicht nachzuvollziehen ist.

In der Elmeskov-Methode wird von einer einfachen Phillipskurve ausgegangen, die in Termini von Lohnänderungen geschrieben wird:

$$\Delta w - \Delta w^e = \alpha\,(u - u^*).$$

Durch Umformung ergibt sich die Nawru (Non-accelerating wage rate of unemployment):

$$u^* = u - [\Delta w - \Delta w^e] / \alpha.$$

Da es in dieser Gleichung zwei Unbekannte gibt, ist sie nicht so ohne weiteres zu lösen. Die OECD ging wie folgt vor: Zunächst wird der Parameter α identifiziert, indem die Nairu als Konstante modelliert wird, so dass

$$\alpha = [\Delta^2 w - \Delta^2 w^e] / [\Delta u].$$

[53] Eine lange Zeitreihe zum Bildungsstand der Bevölkerung (beispielsweise Bildungs- und Ausbildungsjahre im Durchschnitt) war weder über die OECD noch über das Statistische Bundesamt zu erhalten.

Die Erwartungen werden mit einem HP-Filter bzw. mit der 1. Verzögerten der Lohnänderungen berechnet. Damit ergibt sich für die Nairu:

$$u^{*}=u - \Delta u\,[\Delta w - \Delta w^{e}] / [\,\Delta^{2}w - \Delta^{2}w^{e}],\ \text{mit}\ \Delta w^{e} = \Delta w_{-1}\ \text{bzw.}\ HP_{25}(\Delta w).$$

Im ersten Fall reduziert sich somit die Nawru auf:

$$u^{*}=u - \Delta u[\Delta^{2}w]/[\Delta^{3}w].$$

Ein Blick auf die nächste Abbildung verdeutlicht, warum wir dieses Verfahren verwerfen mussten. Die Berechnung der Nairu mit der oben beschriebenen Methode ist so volatil, dass eine HP-Filterung unumgänglich ist. Da die Nawru aber sehr stark an der tatsächlichen Arbeitslosenquote hängt, gibt es zwischen der HP-geglätteten Nawru (nach Beseitigung der Ausreißer) und der einfachen HP-Filter-Nawru kaum einen Unterschied.

Abbildung 5.1
Schätzung der Nawru mit der ursprünglichen Elmeskov-Methode

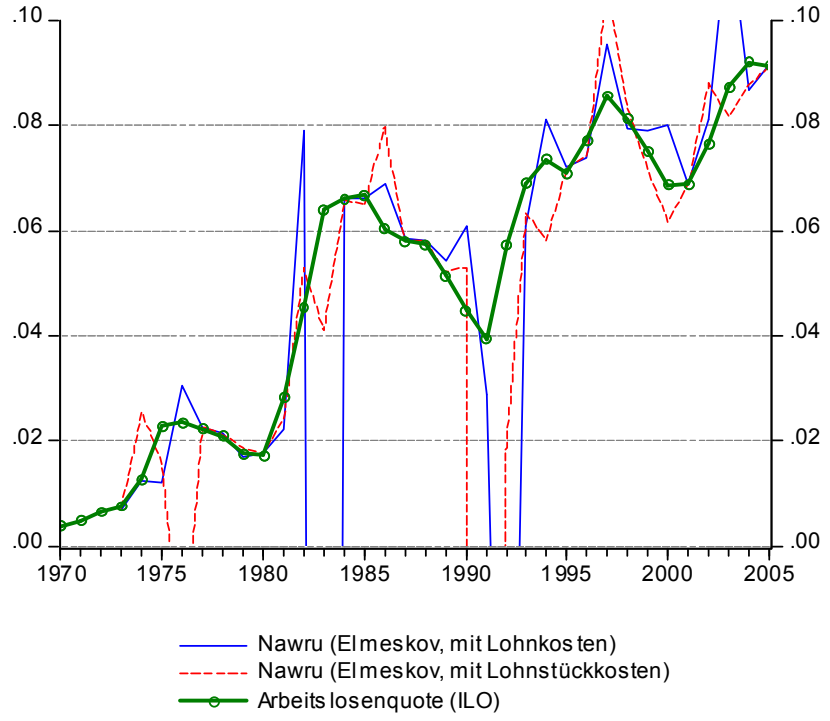
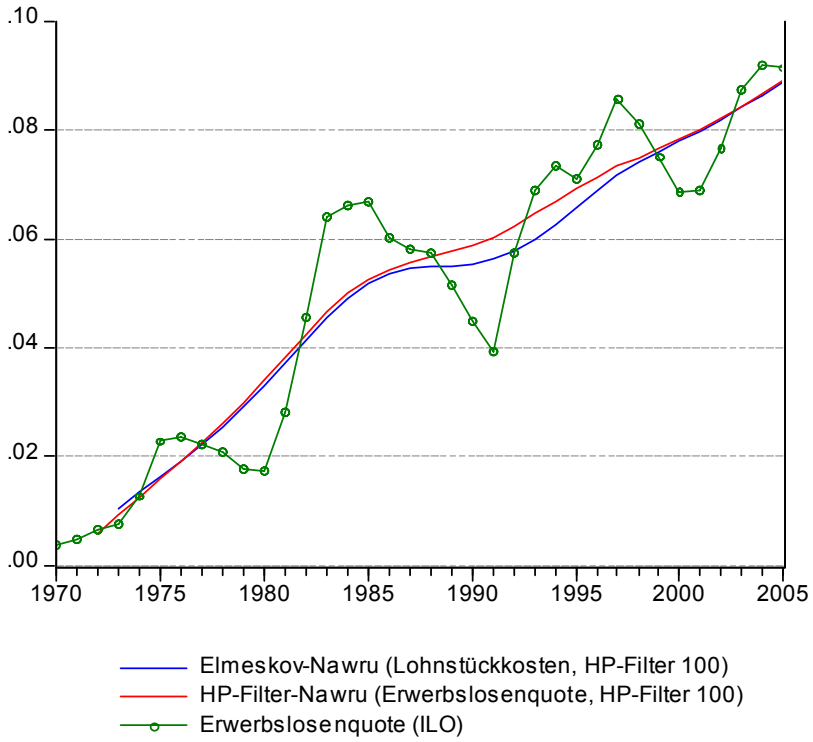


Abbildung 5.2
HP-Filter-Nawru und Elemeskov-Nawru[1] im Vergleich

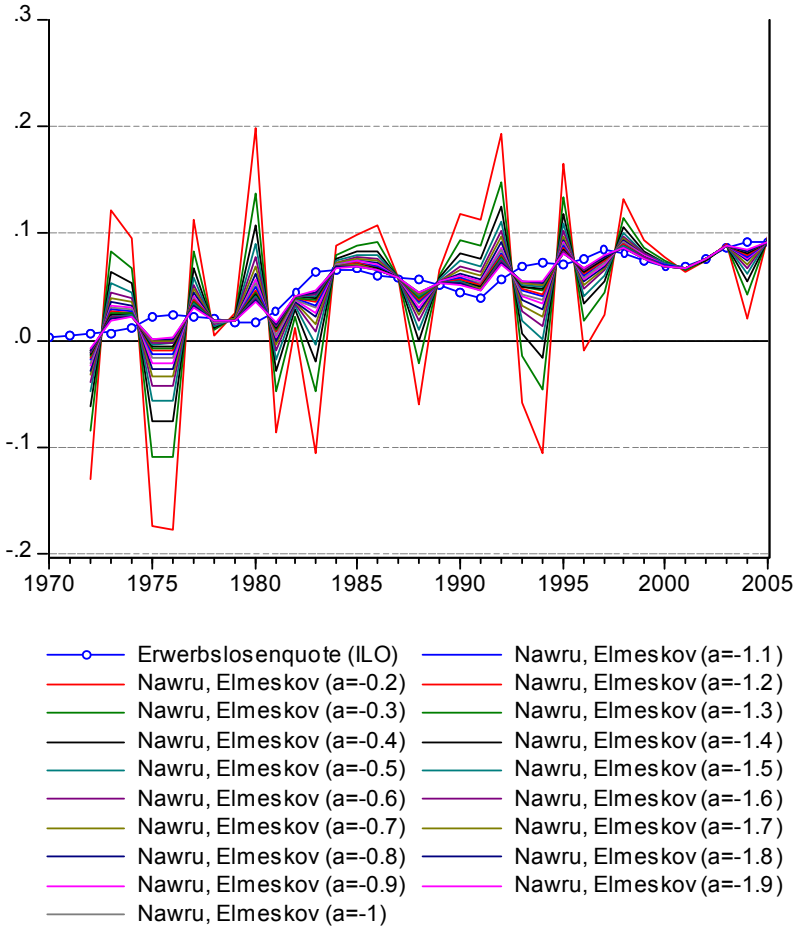


[1)]Nach Beseitigung von zwei Ausreißern, mit Lohnstückkosten berechnet und einem HP-100 geglättet.

Auch durch eine andere Herangehensweise zur Schätzung des Parameters α lässt sich die Methode nicht retten. Im Folgenden wurden die Werte für α gesetzt, und zwar Werte von -0,2 bis -1,9 in 0,1-Schritten.[54] Die auf dieser Grundlage geschätzten Nawrus sind in der folgenden Abbildung zu sehen. Die Volatilität der Schätzung verändert sich kaum, die so berechneten Nawrus sind daher als mittelfristige wirtschaftspolitische Orientierung ungeeignet.

[54] In diesem Fall ist also die Nawru als $u^* = u - [\Delta^2 w / \alpha]$ berechnet.

Abbildung 5.3
Elmeskov-Nawru für Deutschland mit verschiedenen Werten für α[1]



[1)] Werte von -0,2 bis -1,9 in 0,1-Schritten

Da wir die Elemskov-Methode verwerfen müssen, verbleibt die Kalman-Filter-Methode als einzige ökonomisch gehaltvolle Methode zur Schätzung der Nairu. In den folgenden drei Abschnitten präsentieren wir zunächst drei Kalman-Filter-Schätzungen der Nairu. Die erste Schätzung verwendet den Kalman-Filter ohne exogene Variablen. In der zweiten Schätzung werden institutionelle Variablen und ein geldpolitischer Indikator als exogene Variablen in der Schätzung berücksichtigt und es wird so der Einfluss dieser Variablen quantifiziert. In der dritten Kalman-Filter-Schätzung wird auf Hysterese-Effekte getestet. Es folgen ein Abschnitt zur Projektion der Nairu und eine Zusammenfassung.

5.3.1 Kalman-Filter-Schätzung der Nairu ohne exogene Variablen

Die Kalman-Filter-Technik ist besonders zur Schätzung der Nairu geeignet, weil sie entwickelt wurde, um nichtbeobachtbare Variablen zu schätzen und die Nairu eine eben solche Variable ist. Zur Schätzung ist es erforderlich, eine Annahme über den Zusammenhang der

Nairu mit anderen ökonomischen Variablen, die beobachtbar sind, d.h. als Zeitreihe vorliegen, sowie über die Zeitreiheneigenschaften der Nairu zu treffen. Im Folgenden schätzen wir die Nairu als nichtstationären Trend, genauer als lokales lineares Modell[55] (Annahme der Zeitreiheneigenschaft), und setzen voraus, dass Abweichungen der tatsächlichen Arbeitslosigkeit von der Nairu (die Arbeitslosigkeitslücke, u-u*) einen nennenswerten Einfluss auf die Inflationsentwicklung haben. Um den Informationsgehalt dieses ökonomischen Zusammenhangs – der Phillipskurve – für die Schätzung auszunutzen, wird die Nairu simultan mit der Philippskurve geschätzt. Die Arbeitslosigkeitslücke wird dabei als AR(2)-Prozess modelliert.[56]

State-Gleichungen:

$$(u-u^*)_t = ar_1\,(u-u^*)_{t-1} + ar_2\,(u-u^*)_{t-2} + \varepsilon^{ugap}{}_t$$

$$Nairu^{implizit}{}_t = Nairu^{implizit}{}_t + trend_t + \varepsilon^{nairu}{}_t$$

$$trend_t = trend_{t-1} + \varepsilon^{trend}{}_t$$

Definitionsgleichung:

$$u_t = (u-u^*)_t + Nairu_t$$

$$Nairu_t = Nairu^{implizit}{}_t + \delta Z^{nairu}{}_t$$

Phillips-Gleichung:

$$\Delta^2 w^h{}_t = \beta(u-u^*)_t + \gamma X^{Phillips}{}_t + \varepsilon^{phillips}{}_t$$

$X^{phillips}{}_t$ bezeichnet exogene Variablen, die einen Einfluss auf die Entwicklung der Stundenlohn haben.

Zuerst wird die Nairu ohne exogene Variable geschätzt (δ=0), es wird mithin analog zur Herangehensweise von EU-Kommission und OECD vorgegangen. Bei der Schätzung der Nairu verwenden wir, wie auch die EU-Kommission, eine Phillipskurve in Termini der Lohninflation statt, wie in der Literatur üblicher, in Termini der Preisinflation, um Preisschocks, die nichts mit dem Arbeitsmarkt zu tun haben, auszuschalten. Anders als die EU-Kommission, beziehen wir in die Phillipskurve keine Lohnquote ein. In der Schätzung der EU-Kommission hat diese Größe einen sehr hohen Erklärungsgehalt, was unserer Einschätzung nach auf einem Fehler beruht: bei der Herleitung der Phillipskurve wurde eine ökonomische Gleichgewichtsbedingung in einer Definitionsgleichung umgewandelt.[57] Dies führt vermutlich zu einem Endogeneitätsproblem, das die Gleichung viel besser erscheinen lässt

[55] Ein lokales lineares Modell ist de facto äquivalent zu einem ARIMA(0,2,1). Je nach dem wie die Varianzen der zwei Fehlerterme geschätzt werden, kann sich u.a. ein einfacher Random Walk oder ein einfacher I(2)-Prozess herausbilden. Viele Autoren bevorzugen diesen Ansatz, denn er ermöglicht es, einen glatten Trend zu modellieren; vgl. Harvey und Jaeger (1993).

[56] Dies ist ein typischer Modellierungsansatz für die Arbeitslosigkeitslücke; vgl. Fabiani/Mestre (2001) und Apel/Jansson (1999).

[57] Die Herleitung der Phillipskurve wird auf Anfrage von den Autoren zur Verfügung gestellt.

als sie tatsächlich ist. Unsere Phillipskurve unterscheidet sich zudem von der der EU-Kommission dadurch, dass die Außenhandelspreise separat in Erscheinung treten. Zwar lässt sich die Aufnahme dieser Variablen in die Phillipskurve aus der Herleitung rechtfertigen, es ist jedoch nicht zwangsläufig, dass sie das gleiche (absolute) Vorzeichen haben, was eine Voraussetzung dafür ist, sie als Terms-of-Trade-Variable zusammenzufassen. Für die Schätzung der Nairu selbst sind diese Unterschiede in der Phillipskurve nicht von großer Bedeutung.

Die Phillipskurve wird aus einer Lohnsetzungskurve (wie bei der EU-Kommission), und einer Preissetzungskurve, wie sie in Standard-Lehrbüchern zu finden ist, hergeleitet. Die Preissetzungskurve ersetzt dabei aus den oben genannten Gründen die Arbeitsnachfrage-Kurve der EU-Kommission. Die Erwartungs- und Reservationslohnregeln entsprechen denen der EU-Kommission. Basierend auf einem Cobb-Douglas-Ansatz , wird die Phillipskurve wie folgt formuliert:

$$\Delta^2 w_t = a_1 \Delta^2 prodh_t - \Delta^2 s_t - \beta(u-u^*)_t + \varepsilon_t ,$$

wobei s_t für Angebotsschocks steht, die die Preise zusätzlich zu den Lohnsstückkosten beeinflussen. Hier verwenden wir, wie allgemein üblich, die Import- und Exportpreise.

Bei der Schätzung wurde von einer reichen zeitlichen Dynamik ausgegangen, so dass die Schätzung erst 1973 anfängt, obwohl die Zeitreihen bis 1971 zurückgehen. Die Verzögerten der endogenen Variablen waren nicht signifikant und wurden daher nicht berücksichtigt. Die Schätzung ergab keine Hinweise auf Autokorrelation, was die Entscheidung, ohne verzögerte Endogene zu schätzen, stützt. Die Stundenproduktivität war nur in erster Verzögerung signifikant und wurde entsprechend in die Phillipskurve aufgenommen. Die Export- und Importpreise gehen zeitgleich in die Gleichung ein und – wie zu erwarten war – mit umgekehrten Vorzeichen. Anders als bei der Schätzung der EU-Kommission gehen die beiden Variablen getrennt in die Schätzgleichung ein und nicht als eine *Terms of Trade* Variable, da Schätzungen, in denen die Koeffizienten als im absoluten Wert gleich restringiert wurden, deutlich schlechtere Eigenschaften aufwiesen. Die Ergebnisse befinden sich in der Tabelle 5.1 weiter unten.

Die Interpretation der Koeffizienten ist einfach, da keine verzögerten endogenen Variablen in der Phillipskurve sind. Die Wirkung der exogenen Variablen lässt sich direkt aus der Ergebnistabelle ablesen: eine Verringerung der Arbeitslosigkeitslücke um 1 Prozentpunkt für ein Jahr (3 Jahre) bewirkt eine dauerhafte Senkung der Lohninflationsrate um rund 0,5 Prozentpunkte (rund 1,4 Prozentpunkte). Eine dauerhafte Erhöhung des Produktivitätswachstums um 1 Prozentpunkt, erhöht die Lohninflationsrate dauerhaft um 0,7 Prozentpunkte. Die Änderungsrate der Lohnstückkosten reduziert sich dabei dauerhaft um 0,3 Prozentpunkte. Eine Erhöhung der Export- bzw. Importpreisänderungsrate um 1 Prozentpunkt erhöht die Lohninflation um 0,4 Prozentpunkte bzw. senkt sie um 0,1 Prozentpunkte. Dieses Ergebnis lässt sich teilweise mit den unterschiedlichen Gewichten erklären, die Exporte und Importe am deutschen Bruttoinlandsprodukt haben. Die Importpreise sind somit als Preis-Angebotsschocks in st zu interpretieren, während die Exportpreise einen Indikator der wirt-

schaftlichen Situation der Exportindustrie darstellen, der sich in entsprechend höheren Lohnabschlüssen niederschlägt.

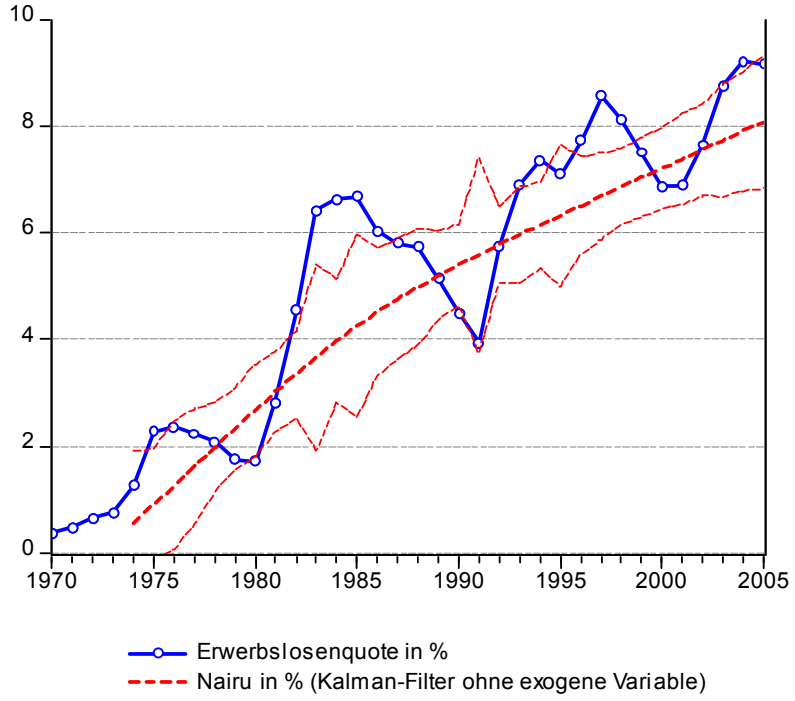
Die AR-Koeffizienten der Arbeitslosigkeitslücke implizieren eine durchschnittliche Zykluslänge von 9 Jahren (9,3). Die Arbeitslosigkeitslücke bzw. der Zyklus wurde mit einer Konstanten in Höhe von 0,3 Prozentpunkten geschätzt, was einem deflationären Druck in Höhe von 0,1 % entspricht (die Konstante ist zwar nicht signifikant, verbessert aber die Schätzung). Dies steht im Einklang mit den zwei Desinflationsphasen während des Schätzzeitraumes (der Anstieg der Stundenlöhne verringerte sich von 12 % zu Beginn der siebziger Jahre auf 5 % Ende der achtziger Jahre und erneut in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre auf nahezu 0 % Stundenlohnwachstum im Jahr 2005). Die Varianzen der Fehlerterme sind frei geschätzt und es wurde zunächst keine Varianz auf Null gesetzt, so dass sich das lokale lineare Modell für die Nairu nicht auf einen einfachen Random Walk reduzieren lässt. Eine solche Modellierung ist in der Literatur weit verbreitet (Fabiani/Mestre 2000 und 2001, Europäische Kommission 2002 und 2006). Die entscheidende Rechtfertigung für diese Modellierungsspezifikation besteht darin, dass sie anders als ein reiner Random Walk eine glatte Nairu produziert. Die Residuen der Nairu-Schätzung sind frei von Autokorrelationen. Die Residuen der Phillipskurve sind normal verteilt, die der State-Gleichungen allerdings vermutlich nicht.

Tabelle 5.1
Ergebnisse der Kalman-Filter-Schätzung der Nairu für Deutschland

Maximum-Likelihood-Schätzung und Statistisken Schätzzeitraum: 1973-2005 (33 Beobachtungen)			
Variablen	Koeffizienten	s.e.	t-stat
State-Gleichungen			
ar_1	1.264	0.128	9.860
ar_2	-0.655	0.124	-5.289
Konstante	0.003	0.002	1.145
$Var(\varepsilon^{nairu})$	1.88E-04		
$Var(\varepsilon^{trend})$	1.95E-04		
$Var(\varepsilon^{gap})$	2.51-02		
Phillips-Kurve			
$(u-u^*)$	-0.462	0.198	-2.327
$d^2prodh_{(-1)}$	0.658	0.225	2.927
d^2pex	0.403	0.192	2.098
d^2pim	-0.127	0.074	-1.713
R^2	0.464		
-2*log-likelihood	-418.368		
$Var(\varepsilon^{phillips})$	1.266E-04		
Residuentests			
State-Gleichungen			
Ljung-Box Q(4)-stat:	1.463	prob:	83.3%
Jarque-bera-stat:	9.599	prob:	0.8%
Phillips-Kurve			
Ljung-Box Q(4)-stat:	4.237	prob:	37.5%
Jarque-Bera-stat:	1.285	prob:	52.6%

Die Schätzungen der Nairu und der Arbeitslosigkeitslücke sind in den folgenden Abbildungen dargestellt.

Abbildung 5.4
Kalman-Filter-Schätzung der Nairu und der Arbeitslosigkeitslücke



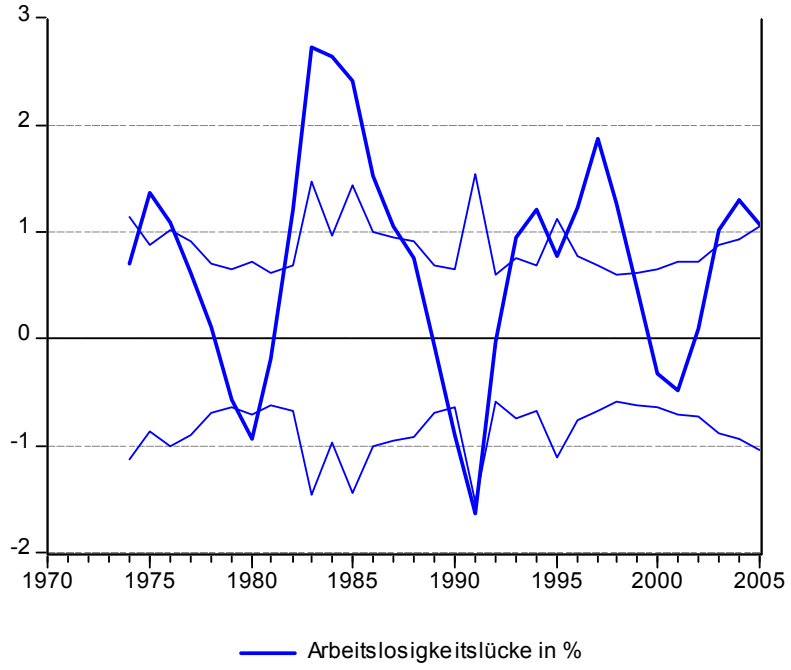
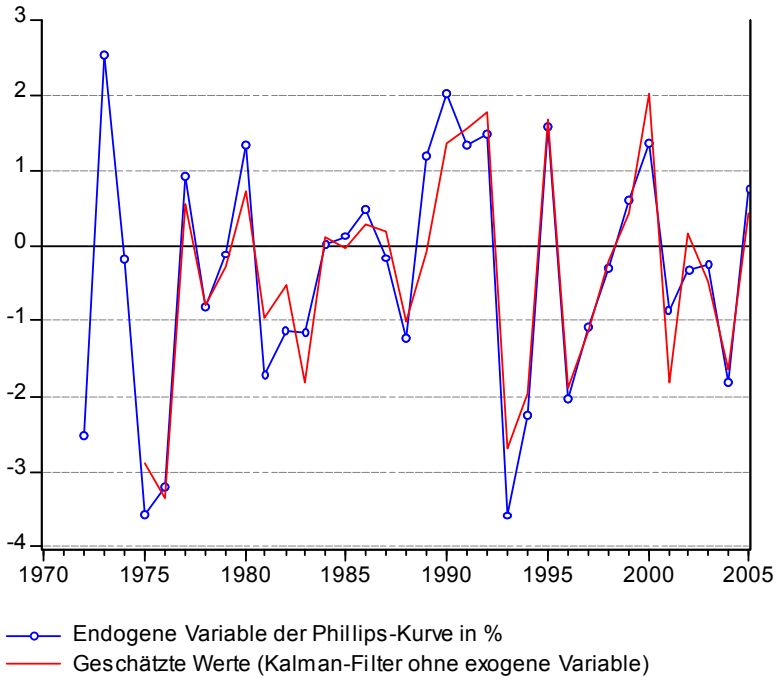


Abbildung 5.5
Lohnkosten: tatsächliche und mit der Phillipskurve geschätzte Werte



Das von uns für die Kalman-Filter-Schätzung verwendete GAP-Programm ermöglicht im Prinzip nicht nur eine gleichzeitige Schätzung der Nairu und der Phillipskurve, sondern zusätzlich auch die Berücksichtigung exogener Variablen.

Die Modellierung mit exogenen Variablen ist allerdings nicht ganz unproblematisch, da der State-Variablen-Block so geschätzt wird, dass die Arbeitslosigkeit, im Falle des Einbeziehens exogener Variablen, in drei unabhängige Blöcke zerlegt wird: die Arbeitslosigkeitslücke, einen statistischen Prozess (hier ein lokaler linearer Trend) und exogene Variablen. In der Literatur ist eine Schätzung mit exogenen Variablen selten und wenn sie vorgenommen wird, nimmt sie in der Regel die Form einer geschachtelten Zerlegung (Salemi 1999 und Jaeger/Parkinson 1994). Dabei wird die Arbeitslosigkeit als Summe der Arbeitslosigkeitslücke und der Nairu gefasst, letztere wiederum als eine Funktion von sich selbst (Random-Walk-Ansatz) und der verzögerten Variablen. Um den Unterschied zu verdeutlichen, werden die zwei Modellierungsansätze in der folgenden Tabelle dargestellt:

Tabelle 5.2
Modellierung des Einflusses exogener Variablen

EU-Kommission (GAP)	Modellierung nach Jaeger/Parkinson (1994), Salemi (1999)
$u_t = (u-u^*)_t + nairu_t^{implizit} + \delta Z^{nairu}{}_t$ $(u-u^*)_t \sim AR(2)$ $nairu_t^{implizit} \sim$ lokaler linearer Trend $nairu = nairu_t^{implizit} + \delta Z^{nairu}{}_t$	$u_t = (u-u^*)_t + nairu_t$ $(u-u^*)_t \sim AR(2)$ $nairu_t = nairu_{t-1} + \delta Z^{nairu}{}_t$
Effekt einer einjährigen Erhöhung von Z^{nairu} um 1(%) auf die Nairu:	
Die Nairu steigt um δ(%) in t und kehrt in t+1 auf Baseline-Niveau zurück.	Die Nairu ist um δ(%) dauerhaft höher als das Baseline-Niveau.

Die Tabelle verdeutlicht, dass der Modellierungsansatz des GAP-Programms nur einen temporären Einfluss einer exogenen Variable auf die Nairu zulässt. Nur wenn man bei der Modellierung von $Z^{nairu}{}_t$ die verzögerte Arbeitslosenquote einbezieht, kann man auch mit der GAP-Modellierung wie bei der alternativen Modellierung einen kumulierenden Effekt ableiten. Mit Ausnahme der Schätzung des Hysterese-Effekts folgen wir diesem modifizierten Ansatz allerdings nicht, weil der Kalman-Filter in diesem Fall lediglich die Arbeitslosigkeit auf die exogenen Variablen zu regressieren scheint, statt die Nairu auf diese Exogenen zu regressieren. Im Folgenden wird daher zusätzlich auf ein zweistufiges Verfahren zurückgegriffen: Im ersten Schritt wird die Nairu mit dem Kalman-Filter, wie in der Literatur üblich, ohne Berücksichtigung exogener Variablen ($Z^{nairu}{}_t$) geschätzt. Die so berechnete Nairu wird sodann als gegeben angesehen und im Rahmen einer OLS-Schätzung durch andere ökonomische Variablen erklärt. Unser Ansatz ist den Methoden der Literatur nach Layard/Jackman/Nickell (1991) überlegen, da wir eine Nairu-Reihe haben, die ökonometrisch und mit ökonomischen Gehalt geschätzt wurde, statt auf längerfristige Durchschnittswerte der Arbeitslosenquote zurückgreifen zu müssen, wie beispielsweise Blanchard/Wolfers (2000), oder bei der OLS-Schätzung auf Freiheitsgrade verzichten zu müssen, wie beispielsweise Nickell et al. (2002), die Inflationsvariablen einbeziehen, um konjunkturelle Schwankungen auszuschalten.

5.3.2 Kalman-Filter-Schätzung der Nairu und exogene Variablen

In diesem Abschnitt quantifizieren wir den Einfluss verschiedener exogener Variablen auf die Nairu, und zwar institutioneller Variablen und einer Proxy-Variable für die Geldpolitik. Diese Schätzungen werden mit dem oben beschriebenen zweistufigen Verfahren sowie einer Kalman-Filter-Schätzung mit exogenen Variablen vorgenommen. Anschließend schätzen wir den Einfluss hysteretischer Effekte auf die Nairu im Rahmen einer Kalman-Filter-Schätzung mit exogenen Variablen.

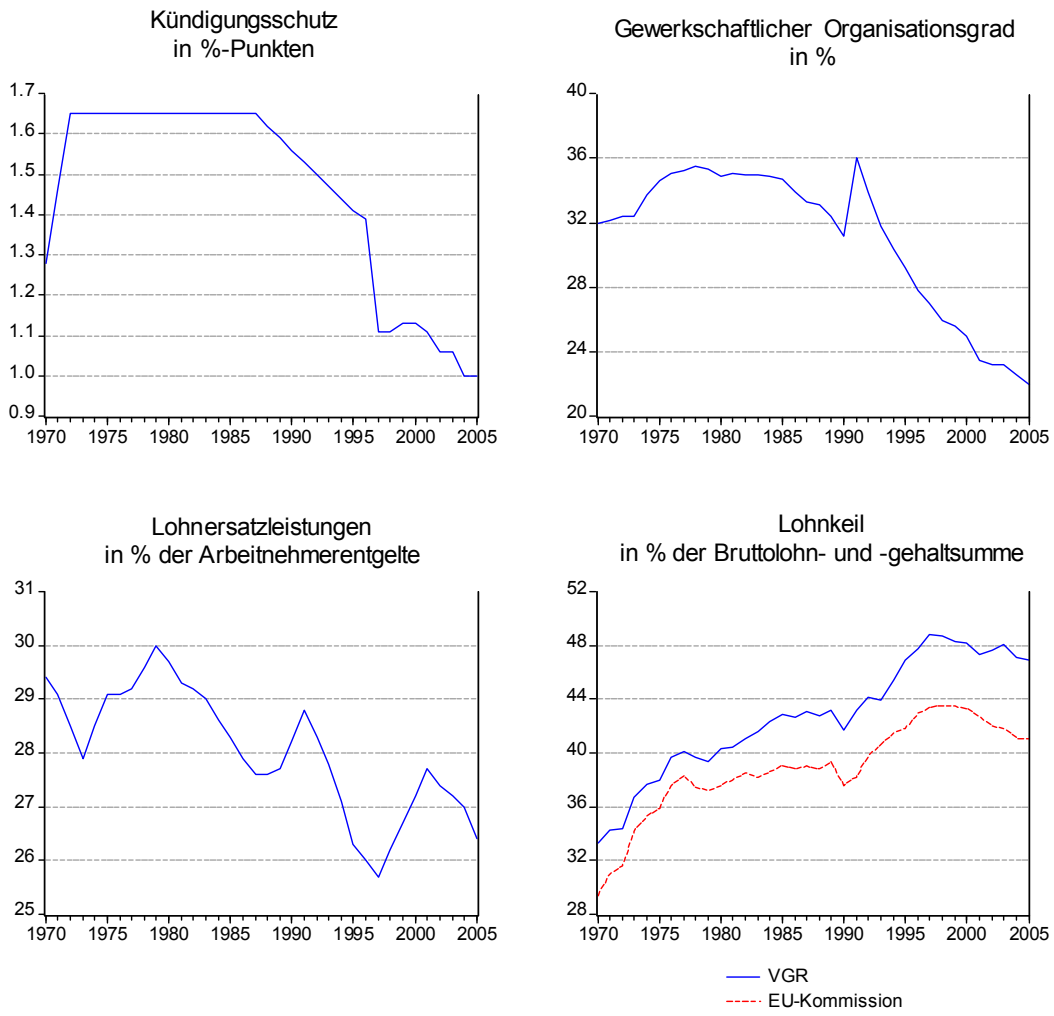
5.3.2.1 Institutionelle Variablen

Ökonometrisch getestet wurde der Einfluss von vier institutionellen Variablen auf die Nairu: Kündigungsschutz, gewerkschaftlicher Organisationsgrad, Lohnersatzleistungen und Lohnkeil. Die Auswahl dieser Variablen erfolgte vor dem Hintergrund zweier Kriterien: der Bedeutung, der diesen Variablen in der Literatur für die Arbeitsmarktentwicklung beigemessen wird und ihre Verfügbarkeit als lange Zeitreihe. Auch reflektieren diese Variablen weitgehend die zahlreichen in Deutschland durchgeführten Arbeitsmarktreformen. So wird die Deregulierung des Arbeitsmarktes durch Veränderungen des Kündigungsschutzes und der Regelung zur Befristung von Arbeitsverträgen mit der Variable Kündigungsschutz erfasst. Ich-AG's, Minijobs und die Tendenz zum Ausstieg aus Tarifverträgen schlagen sich im gewerkschaftlichen Organisationsgrad nieder. Die Variable Lohnersatzleistungen ist von den Reformen, die die Anreize zur Arbeitsaufnahme erhöhen (Job-Aqtiv bis Hartz IV), betroffen. Der Lohnkeil ist gegenwärtig im Visier zahlreicher Reformen bzw. Reformvorschläge (siehe beispielsweise Koalitionsvertrag 2005) und wurde stark durch die deutsche Vereinigung beeinflusst.

Der Einfluss der Variablen wurde zunächst einzeln und dann gemeinsam geschätzt, und zwar sowohl im Rahmen von Kalman-Filter-Schätzungen mit exogenen Variablen als auch im Rahmen von OLS-Schätzungen. Insgesamt waren die Schätzergebnisse wenig robust. Eine Ausnahme bildete der Lohnkeil. Die anderen Variablen wiesen beispielsweise in der Kalman-Filter-Schätzung einen Einfluss auf, in der OLS-Schätzung mit verschiedensten Spezifikationen der Deterministik aber nicht (Kündigungsschutz), oder sie waren nur bei einer bestimmten Spezifikation der Gleichung signifikant, oder aber sie hatten ein unplausibles Vorzeichen, wie die Lohnersatzleistungen.

Der gewerkschaftliche Organisationsgrad hat einen hohen zeitgleichen Einfluss aber nur bei einer bestimmten Spezifikation (Nairu als lokaler linearer Trend) und nur mit einer Impuls- oder Stufendummy für das Jahr 1991. Die OLS-Schätzung in ersten Differenzen weist bei den verschiedensten Spezifikationen keine Signifikanz auf, wenn für die Vereinigung korrigiert wird. Würde man dennoch die Kalman-Filter-Schätzung akzeptieren, so folgte hieraus, dass die Nairu in den siebziger Jahren infolge dieser Variable um 0,5 Prozentpunkte gestiegen und dann seit Anfang der achtziger Jahre wegen des sinkenden Organisationsgrads (siehe Abbildung 5.6) um 3 Prozentpunkte gefallen wäre. Im Übrigen findet die OECD (2006, Kap. 7) keinen robusten negativen Effekt für diese Variable, da die meisten Spezifikationen keine signifikanten Ergebnisse produzieren.

Abbildung 5.6
Institutionelle Variablen für Deutschland (1970-2005)



Quellen: Destatis, EU-Kommission, Martinez-Monguay (2000), Nickell et al. (2001), OECD (2006, Bassanini/Duval-Datenbank), Visser (2006), eigene Berechnungen; siehe auch Erläuterungen in Abschnitt 5.2.

Die Schätzungen mit den Lohnersatzleistungen als exogene Variable weist bei beiden Schätzalternativen ein negatives Vorzeichen auf, was aus theoretischer und empirischer Sicht unplausibel ist.[58] Zudem ist die Signifikanz in der OLS-Schätzung stark von der modellierten Deterministik (z.B. Schätzgleichung mit oder ohne Trend, Impulsdummy oder Stufendummy), abhängig.

Der Lohnkeil (auf Basis von VGR-Daten), der wegen der hohen Wahrscheinlichkeit von Endogenitätsproblemen nur verzögert geschätzt wurde, hatte sowohl in der Kalman-Filter-Schätzung als auch bei der OLS-Schätzung einen signifikanten Einfluss auf die Nairu. In der

[58] In der Regel finden Studien entweder keinen Zusammenhang zwischen der Höhe der Lohnersatzzahlungen und der Höhe der Arbeitslosigkeit oder aber einen positiven; siehe auch den Literaturüberblick in OECD (2006: 61) und Bassanini/Duval (2006, Tabelle A1.1).

Kalman-Filter-Schätzung liefert die erste Verzögerte einen Koeffizienten von 0,18; die OLS-Schätzung findet einen vergleichbaren Effekt von 0,15. Letzterer wird durch eine andere Deterministik nur geringfügig geändert. Damit ist der Koeffizient im unteren Bereich der in der Literatur zu findenden Effekte zwischen 0 und 0,6 (Planas/Röger/Rossi 2006). Der Koeffizient von 0,18 impliziert, dass 2,5 Prozentpunkte des Anstiegs der Nairu zwischen 1973 und 1998 durch die Erweiterung des Lohnkeils bewirkt wurde; nach 1998 kam es demnach zu einer leichten Verringerung der Nairu um 0,3 Prozentpunkte. Der Lohnkeil in der Systematik der EU-Kommission war hingegen in nicht signifikant.

Der Kündigungsschutz war, im Einklang mit vielen Ergebnissen der empirischen Literatur, weder in der OLS-Schätzung signifikant noch in der Kalman-Filter-Schätzung (Nairu als Random-Walk).

Werden in der Schätzgleichung alle vier institutionellen Variablen simultan berücksichtigt, was aus ökonometrischer Sicht die sinnvollere Variante ist, sind die Ergebnisse erneut instabil und wenig aussagekräftig. In der Kalman-Filter-Schätzung sind zunächst nur der gewerkschaftliche Organisationsgrad und die Impulsdummy für 1991 signifikant. Wird die Nairu als Random Walk modelliert, so ist die Impulsdummy 1991 signifikant, der Kündigungsschutz ist abermals mit falschem Vorzeichen signifikant und der Lohnkeil mit einem Koeffizienten von 0,23. Die Ergebnisse der OLS-Schätzungen hängen sehr stark davon ab, wie die Deterministik modelliert wird. Nimmt man beispielsweise je eine Impulsdummy für die Jahre 1991 und 1992 in die Schätzgleichung auf, so ist keine der institutionellen Variablen signifikant. Nimmt man demgegenüber nur eine Impulsdummy für das Jahr 1983, so sind drei Variablen signifikant: der Kundigungsschutz mit falschem Vorzeichen, der gewerkschaftliche Organisationsgrad mit einem Koeffizienten in Höhe von 0,2 und der Lohnkeil mit einem Koeffizienten in Höhe von 0,1. Eine Wahl zwischen diesen Modellen wird dadurch erschwert, dass eine Impulsdummy das korrigierte R^2 (Bestimmtheitsmaß) mehr als verdoppeln kann.

Mit Ausnahme des Einflusses des Lohnkeils sind damit die Schätzergebnisse insgesamt wenig aussagekräftig, was teilweise auf die Probleme der Statistik in Zusammenhang mit der deutschen Vereinigung zurückzuführen ist. Aber auch wenn institutionelle Faktoren zu dem Anstieg der Nairu in den siebziger Jahren beigetragen haben, so ist ihre Erklärungskraft begrenzt (Blanchard/Katz 1997: 68 und Machin/Manning 1999: 3107). Und seit den siebziger Jahren hätten sie – mit Ausnahme des Lohnkeils – wenn überhaupt einen senkenden Einfluss auf die Nairu haben müssen (Abbildung 5.6). So argumentieren beispielsweise Blanchard und Wolfers (2000), dass

> "...many of these institutions were already present when unemployment was low (and similar across countries), and, while many became less employment-friendly in the 1970s, the movement since then has been mostly in the opposite direction. Thus, while labour market institutions can potentially explain cross country differences today, they do not appear able to explain the general evolution of unemployment over time."

Blanchard and Wolfers 2000: 2

Es erstaunt folglich nicht, dass die jüngste Studie der OECD die Arbeitslosenquote mit den Entwicklungen der Institutionen nicht erklären kann (OECD 2006: 214 und Bassanini/Duval 2006: 63).

5.3.2.2 Geldpolitische Variablen

Ein Teil der Literatur sieht die Geldpolitik als einen erklärenden Faktor für den Anstieg der Langzeit-Arbeitslosigkeit.[59] Einen nennenswerten Anstieg der Arbeitslosigkeit hat die restriktive Geldpolitik in den späten siebziger Jahren sowie in den frühen achtziger und neunziger Jahren ohne Zweifel bewirkt.[60] Ob allerdings dieser Effekt lediglich ein kurzfristiger war, ohne Einfluss auf die Nairu, oder auch ein langfristiger, ist Gegenstand einer kontroversen Debatte.[61] Verursacht die Geldpolitik, wie hier postuliert, Hysterese am Arbeitsmarkt, und verändert dadurch das effektive Arbeitsangebot, so können die kurzfristigen Effekte auch über die längere Frist wirken.

Unsere Hypothese lautet, dass neben exogenen Schocks und institutionellen Veränderungen, die makroökonomische Politik und Hysterese eine nennenswerte Rolle bei dem Anstieg der Arbeitslosigkeit seit Mitte der siebziger Jahre gespielt haben. Daher bildet eine weitere exogene Variable den Einfluss der Geldpolitik bzw. der monetären Rahmenbedingungen ab. Hier wurden vier Varianten dieser Geldpolitikvariable getestet:

- Der Tagesgeldsatz, der stark von der Zentralbank beeinflusst wird und einer Vielzahl von Studien zufolge ein guter Indikator für die geldpolitische Ausrichtung ist.
- Der reale Tagesgeldsatz, der infolge einer verzögerten Anpassung der Inflation ebenfalls kurzfristig von der Zentralbank beeinflusst wird.
- Der Monetary Condition Index (MCI), der den kurzfristigen Realzins und den realen Außenwert umfasst, bildet die monetären Rahmenbedingungen ab. Der MCI wurde gebildet als eine gewichtete Summe aus der Differenz zwischen dem Realzins der jeweiligen Periode und dem Realzins von 2 %[62] und der relativen Abweichung des realen Außenwerts von dem realisierten Wert im 4. Quartal 2003. Die Gewichtung des MCI für Deutschland ist an den MCI der Bundesbank angelehnt; dass Verhältnis des Realzinses zum realen Außenwert entspricht 3:1 (Deutsche Bundesbank 1999: 59).

---

[59] Vgl. Ball und Mankiw (2002), Ball (1999), Blanchard und Katz (1997) sowie Fitoussi, Jestaz, Phelps und Zoega (2000), die den starken Anstieg der Arbeitslosigkeit in Europa und das Verharren auf hohem Niveau auf die restriktive Ausrichtung der Geldpolitik zurückführen.

[60] Die kurzfristige Nichtneutralität der Geldpolitik wird allgemein in der modernen Geldpolitik postuliert, und zwar infolge nominaler Rigiditäten; vgl. Clarida, Galí, und Gertler (1999), McCallum (2001), Mankiw (1985), sowie Akerlof, Dickens und Perry (2000). In der kurzen Frist beeinflusst die Geldpolitik die Realzinsen, die aggregrierte Gesamtnachfrage und die Inflation. Arbeitslosigkeit ist dabi die entscheidende Variable über die die Geldpolitik auf die Inflation wirkt (Layard, Nickell und Jackman 1991: 13).

[61] Cross (1995) und Ball (1999), beispielsweise, vertreten die These, dass Geldpolitik auch langfristig reale Wirkungen haben kann.

[62] Alternativ wird in der Konstruktion des MCI oftmals die Differenz des Realzinses einer Periode mit jenem einer Basisperiode verwendet, was allerdings keinerlei Konsequenzen für die Berechnung hat.

- Die Differenz zwischen dem kurzfristigen Realzins und dem prozentualen Anstieg des realen Bruttoinlandsproduktes als Maß für die Ausrichtung der Geldpolitik.

Die Eignung dieser vier Variablen als geldpolitische Indikatoren wurde, der Herangehensweise von Blinder/Bernanke (1992) folgend, mit Hilfe des Granger-Kausalitätstests überprüft, wobei jeweils der Einfluss auf die standardisierte Arbeitslosenquote untersucht wurde. Um den zeitlichen Vorlauf der geldpolitischen Variablen feststellen zu können, wurden für diesen Zweck abweichend von den übrigen ökonometrischen Untersuchungen Quartalsdaten verwendet. Diese Tests finden für den Zeitraum 1978 bis 2005 statt, da die ILO-Arbeitslosenquote auf Quartalsbasis nur bis 1978 zurück zur Verfügung steht.

Für diesen Zeitraum ergibt der Einheitswurzel-Test (Augmented Dickey-Fuller-Test), dass die Arbeitslosenquote eine I(1)-Variable ist. Das Gleiche gilt für den nominalen Tagesgeldsatz, während der MCI, der reale Tagesgeldsatz und die reale Zins-Wachstums-Differenz stationäre Variablen (I(0)) sind. Wiederum Blinder/Bernanke (1992) folgend, führen wir den Granger-Kausalitätstest erst im Niveau durch und dann im Falle der stationären Variablen erneut mit der ersten Differenz der Arbeitslosenquote, so dass beide Variablen im Granger-Kausalitätstest den gleichen Integrationsgrad aufweisen. Die zu berücksichtigende Lag-Länge beim Granger-Kausalitätstest wurde auf der Grundlage eines VARs unter Verwendung der üblichen Kriterien bestimmt.

Beim Realzins und der Arbeitslosenquote geht die Kausalität von der Arbeitslosenquote zum Realzins, was gegen die Verwendung als geldpolitischer Indikator spricht. Nimmt man stattdessen die erste Differenz der Arbeitslosenquote, so geht die Kausalität in beide Richtungen. Das gleiche Bild ergibt sich im Falle des MCI. Für den nominalen Tagesgeldsatz wurde nur im Niveau getestet, da die Zeitreihe wie die Arbeitslosenquote nicht stationär ist. Auch hier geht die Kausalität in beide Richtungen. Zudem weist das VAR mit zwei Lags – die Laglänge, die ausnahmslos von allen Kriterien angezeigt wird – Autokorrelation auf (Lag 1). Lediglich im Falle der realen Zins-Wachstums-Differenz ist die Kausalitätsrichtung eindeutig und geht in die für einen geldpolitischen Indikator richtige Richtung vom geldpolitischen Indikator hin zur realwirtschaftlichen Variable. Dies gilt für die Arbeitslosenquote im Niveau und in erster Differenz. In beiden Fällen wurde dabei eine Laglänge von 4 beim Granger-Test verwendet. Zwar wiesen im Falle der ersten Differenz die meisten Kriterien auf Lag 1, allerdings wies das VAR Autokorrelation auf, bis 4 Lags verwendet wurden, die Anzahl, die das LR-Kriterium angezeigt hatte.[63]

Infolge dieser ökonometrischen Tests fiel die Wahl auf die reale Zins-Wachstums-Differenz als geldpolitischer Indikator. Aber auch aus ökonomischer Sicht ist dieser geldpolitische Indikator aussagekräftiger (Filc 2002). Gegenüber den anderen drei Indikatoren hat er den Vorteil, dass realwirtschaftlich begründete Änderungen des Realzinses infolge eines sich veränderten Potenzialwachstums nicht verzerrend auf die Indikatoreigenschaften wirken. Dem nominalen Tagesgeldsatz ist er darüber hinaus überlegen, weil die realwirtschaftli-

[63] Infolge der Lag-Exclusion-Tests wurde sodann das VAR mit 1. und 4. Lag auf Autokorrelation getestet.

che Wirkung der Geldpolitik nicht unabhängig von der Inflationsentwicklung ist. Ein Nominalzinsanstieg, der hinter der Inflationsentwicklung zurückbleibt, kann expansiv wirken, ebenso wie ein sinkender Nominalzins in einer Disinflationsperiode restriktiv wirken kann.[64] Gegenüber dem MCI hat die reale Zins-Wachstums-Differenz allerdings den Nachteil, dass der Wechselkurs als bedeutende monetäre Rahmenbedingung keine Berücksichtigung findet.

Der MCI wurde in keiner Spezifikation signifikant gefunden, weder als exogene Variable in dem Kalman-Filter noch in der 2-Schritt-OLS-Schätzung für beide Nairus (als Random Walk zweiter Ordnung und erster Ordnung).

Die reale Zins-Wachstums-Differenz war hingegen stets signifikant und zwar in derselben Größenordnung, unabhängig davon, welche Spezifikation der Schätzgleichung gewählt wurde. Der Einfluss ist allerdings geringer als bisherige Schätzergebnisse in der Literatur, denen zufolge eine Erhöhung des langfristigen Realzinses in Deutschland um 1 Prozentpunkt die Arbeitslosenquote langfristig um rund 0,3 Prozentpunkte erhöht.[65]

In der ersten Spezifikation des Kalman-Filters mit der realen Zins-Wachstums-Differenz als exogener Variable wird die Nairu als Random Walk zweiter Ordnung modelliert. Die erste Verzögerte des geldpolitischen Indikators ist signifikant mit einem Koeffizient von 0,07. Die zweite Differenz der Import- und Exportpreise ist in diesem Fall nicht signifikant. Der Koeffizient bleibt bei 0,07 auch nach der entsprechenden Modifikation der Phillipskurve. In beiden Spezifikationen ist allerdings die Varianz des ersten Fehlerterms der Nairu Gleichung (ε^{nairu}) auf Null geschätzt worden. Ein Vergleich zwischen einer Schätzung, in der diese Varianz auf Null restringiert wird und einer, in der die Varianz des anderen Fehlertermes (ε^{trend}) auf Null restringiert wird, zeigt dass letztere hinsichtlich der Log-Likelihood überlegen ist. (Die übrigen Koeffizienten haben dieselbe Größenordnung). Dieses Ergebnis führte zur zweiten Kalman-Filter-Spezifikation, in der die Nairu nun als Random Walk erster Ordnung ohne Drift modelliert wird. Auch hier zeigt sich der Koeffizient robust um 0,09 unabhängig davon, wie die Wiedervereinigung modelliert wird. Die zweite Differenz der Export- und Importpreise ist erneut nicht signifikant. Die Ergebnisse sind in der folgenden Tabelle dargestellt:

[64] Dieser Zusammenhang wird beispielsweise durch die Konstruktion der Taylor-Regel hervorgehoben (Taylor 1999; Ball 1999).

[65] Vgl.: Blanchard und Wolfers (2000), Fitoussi et al. (2000), Nickell et al. (2002) und IMF (2003).

Tabelle 5.3
Kalman-Filter-Schätzung der Nairu mit impliziter Nairu als Random Walk ohne Drift, reale Zins-Wachstums-Differenz als exogene Variable

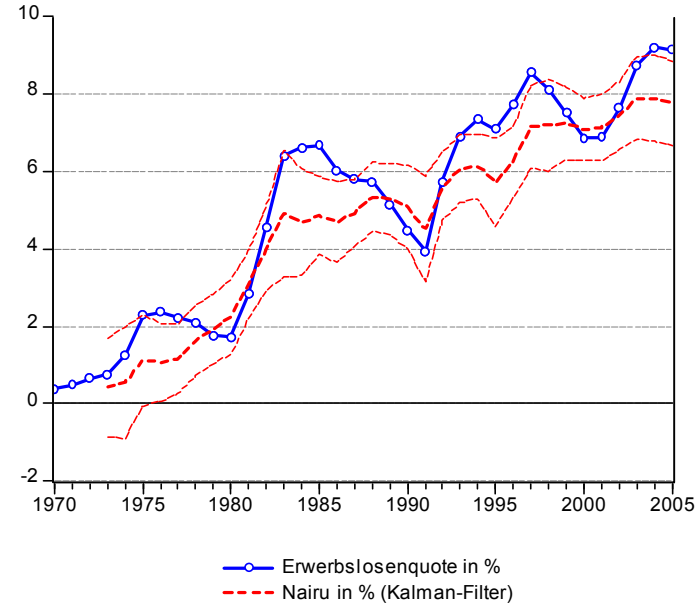
Variablen	Koeffizienten	s.e.	t-stat
State-Gleichungen			
ar_1	1.419	0.125	11.399
ar_2	-0.820	0.100	-8.236
Konstante	0.002	0.002	1.240
$Var(\varepsilon^{nairu})$	2.301E-05		
$Var(\varepsilon^{gap})$	7.729E-06		
rgdp(-1)/100 (Niveau)	0.091	0.047	1.921
Phillips-Kurve			
$(u-u^*)$	-0.647	0.327	-1.977
$d^2prodh_{(-1)}$	0.788	0.234	3.363
R^2	0.326		
-2*log-likelihood	- 425.180		
$Var(\varepsilon^{phillips})$	1440E-04		
Residuentests			
State-Gleichungen			
Ljung-Box Q(4)-stat:	7.071	prob:	13.2%
Jarque-bera-stat:	13.552	prob:	0.1%
Phillips-Kurve			
Ljung-Box Q(4)-stat:	5.338	prob:	25.4%
Jarque-Bera-stat:	2.017	prob:	36.5%

Die Koeffizienten sind wie folgt zu interpretieren. Eine Verringerung der Arbeitslosigkeitslücke um 1 Prozentpunkt für ein Jahr (3 Jahre) bewirkt eine dauerhafte Senkung der Lohninflationsrate um rund 0,6 Prozentpunkte (rund 1,9 Prozentpunkte). Eine dauerhafte Erhöhung des Produktivitätswachstums um 1 Prozentpunkt, verringert die Lohninflationsrate dauerhaft um 0,6 Prozentpunkte. Die AR-Koeffizienten der Arbeitslosigkeitslücke implizieren eine durchschnittliche Zykluslänge von 9 Jahren (9,4). Die Arbeitslosigkeitslücke bzw. der Zyklus wurde mit einer Konstanten in Höhe von 0,2 Prozentpunkten geschätzt, was einem von der Lücke ausgehenden deflationären Druck in Höhe von 0,1 % entspricht. (Wie bereits in den anderen Schätzungen ist die Konstante nicht signifikant, die Schätzung wäre ohne Konstante allerdings schlechter.)

Der Effekt der Zins-Wachstums-Differenz beläuft sich auf 0,09, so dass eine Erhöhung der Zins-Wachstums-Differenz um 1 Prozentpunkt einen Anstieg der Nairu um knapp 0,1 Prozentpunkte zur Folge hat. Unserer Schätzung zufolge bewirkte die Geldpolitik gemessen an diesem Indikator in den eindeutig restriktiven Phasen 1977-82 und 1989-94, in denen sich

der Indikator jeweils um 12 bzw. 6 Prozentpunkte erhöhte, eine Erhöhung der Nairu um 1,1 bzw. 0,5 Prozentpunkte.

Abbildung 5.7
Nairu und Arbeitslosigkeitslücke der Kalman-Filter-Schätzung mit der impliziten Nairu als Random Walk ohne Drift und dem geldpolitischen Indikator als exogene Variable



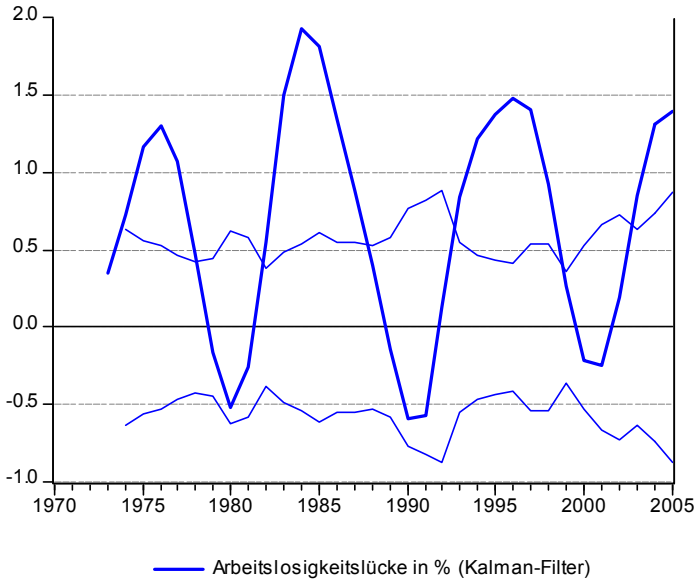
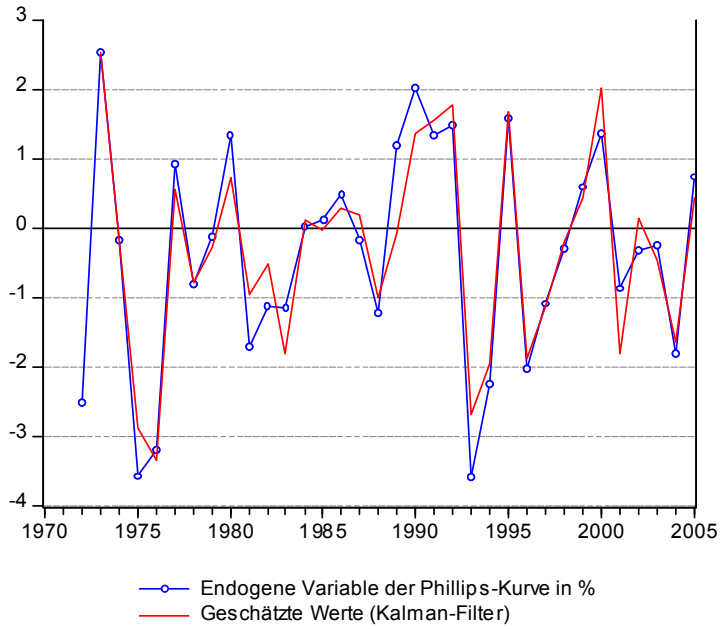


Abbildung 5.8
Schätzwerte der Phillipskurve der Kalman-Filter-Schätzung mit der impliziten Nairu als Random Walk ohne Drift und dem geldpolitischen Indikator als exogene Variable



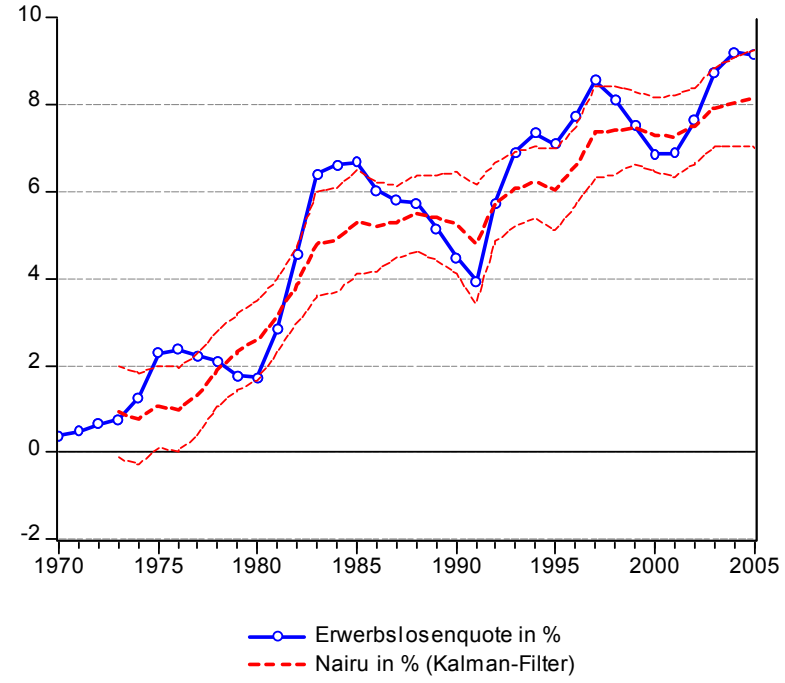
Als dritte Spezifikation wurde die Zins-Wachstums-Differenz im Rahmen einer OLS-Schätzung als exogene Variable für die Nairu der Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable (Random Walk ohne Drift) modelliert. Durch dieses Verfahren sollte das weiter oben angesprochene Problem umgangen werden, dass das Kalman-Filter-Programm möglicherweise die exogene Variable für die Erklärung der Arbeitslosenquote heranzieht statt zur Erklärung der Nairu. Zunächst wurde die Nairu mit dem Kalman-Filter ohne exogene Variable und als Random Walk ohne Drift geschätzt. In der folgenden Tabelle und Abbildung sind die Ergebnisse dargestellt.

Tabelle 5.4
Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable mit der Nairu als Random Walk ohne Drift

Ergebnisse der Kalman-Filter-Schätzung für Deutschland
Maximum-Likelihood-Schätzung und Statistisken
Schätzzeitraum: 1973-2005 (33 Beobachtungen)

Variablen	Koeffizienten	s.e.	t-stat
State-Gleichungen			
ar_1	1.332	0.156	8.547
ar_2	-0.775	0.115	-6.748
Konstante	0.002	0.002	1.285
$Var(\varepsilon^{nairu})$	2.476E-05		
$Var(\varepsilon^{gap})$	1.153E-05		
Phillips-Kurve			
$(u-u^*)$	-0.767	0.340	-2.254
$d^2prodh_{(-1)}$	0.777	0.225	3.454
R^2	0.367		
-2*log-likelihood	-422.138		
$Var(\varepsilon^{phillips})$	1.303E-04		
Residuentests			
State-Gleichungen			
Ljung-Box Q(4)-stat:	5.160	prob:	27.1%
Jarque-bera-stat:	6.866	prob:	3.2%
Phillips-Kurve			
Ljung-Box Q(4)-stat:	4.673	prob:	32.3%
Jarque-Bera-stat:	1.824	prob:	40.2%

Abbildung 5.9
Nairu und Arbeitslosigkeitslücke der Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable und der Nairu als Random Walk ohne Drift



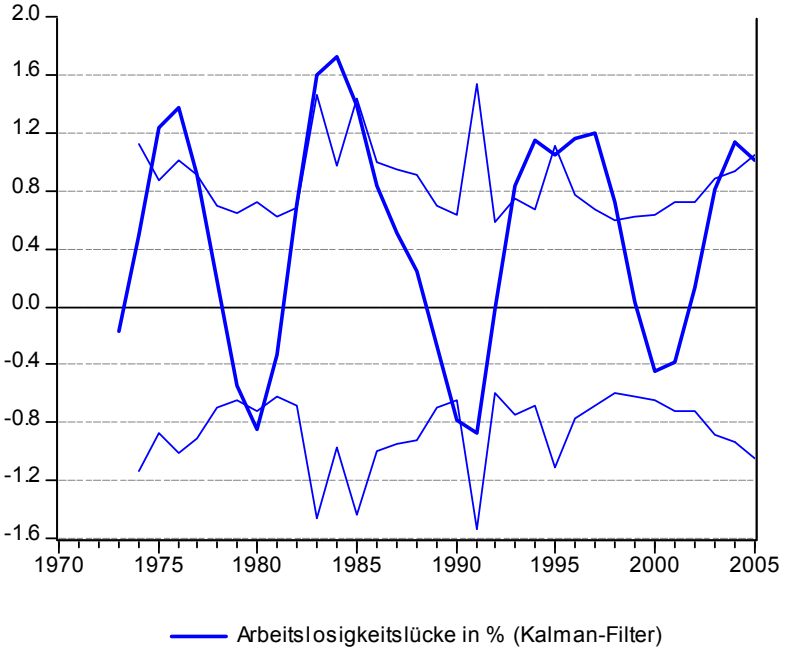


Abbildung 5.10
Schätzwerte für die Phillipskurve der Kalman-Filter-Schätzung ohne exogene Variable und mit der Nairu als Random Walk ohne Drift

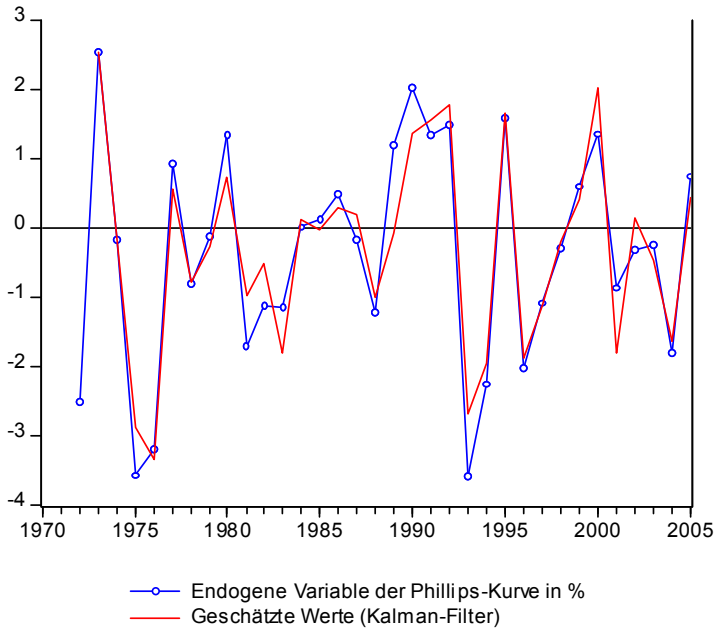
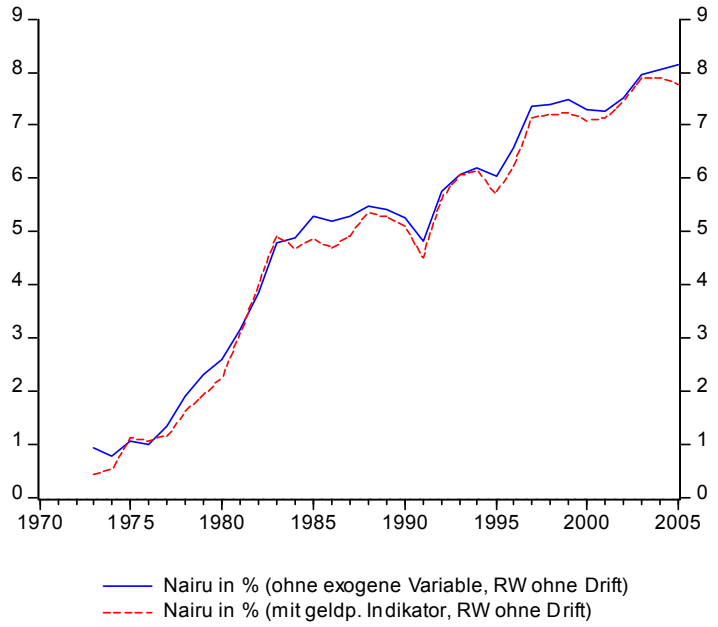


Abbildung 5.11
Vergleich der Nairus der zweiten und dritten Spezifikation



Im zweiten Schritt wurde eine OLS-Gleichung angepasst. Da die geschätzte Nairu eine I(1)-Variable ist, aber der geldpolitische Indikator eine I(0)-Variable, ist es erforderlich entweder ausreichend viele Verzögerte der Nairu in einer Niveau-Schätzung zu berücksichtigen oder aber die Nairu in erster Differenz schätzen. Beide Schätzungen werden im Folgenden präsentiert.

Im Niveaumodell wurde folgende Schätzung gefunden:

$nairu_t = 0{,}42 + 0{,}94*nairu_{t-1} + 0{,}06*rgdp_{(-1)} + 0{,}89*i92 + 0{,}64*i97$; DW=1,50 und adj. R^2=0,986.

Tests auf einen Einser-Koeffizient für die verzögerte Nairu und keinen langfristigen Einfluss der Zins-Wachstums-Differenz (0,06/(1-0,94):=0) wurden jeweils abgelehnt. Damit wird der langfristige Einfluss der Zins-Wachstums-Differenz auf die Nairu auf rund –0,1 Prozentpunkt geschätzt.

Im Differenzmodel wurden folgende Schätzergebnisse gefunden:

$d(nairu_t) = 0{,}28 + 0{,}06*rgdp_{(-1)} + 0{,}90*i92 - 0{,}22*s90$; DW= 1,43 und adj. R^2 = 0,279.

Der Koeffizient des Indikators ist signifikant, so dass der langfristige Einfluss statistisch signifikant unterschiedlich von Null ist. Eine Simulation, wonach der Indikator Null über den ganzen Zeitraum ist (die Geldpolitik wäre neutral gewesen), zeigt, dass sich der geldpolitische Effekt in den siebziger Jahren auf eine Verringerung der Nairu um bis zu 0,8 Prozentpunkte belief; dieser Effekt wurde zwischen 1980 und 1983 komplett rückgängig gemacht. Eine geldpolitisch induzierte Erhöhung der Nairu um knapp 0,4 Prozentpunkte wird für die frühen neunziger Jahre abgeleitet, und eine weitere um 0,5 Prozentpunkte bis zum Ende des Beobachtungszeitraums.

Der Einfluss der Geldpolitik auf die Nairu ist mit 0,1 % relativ klein. Ein Grund hierfür könnte sein, dass ein Teil der Wirkung in der relativen Glätte der mit dem Kalman-Filter geschätzten Nairu verschwindet. Aus diesem Grund haben wir eine Vergleichsschätzung vorgenommen, in der wir mit OLS den langfristigen Einfluss der Zins-Wachstums-Differenz auf die Arbeitslosenquote quantifizieren. Dabei ist der langfristige Einfluss auf die Arbeitslosenquote konzeptionell offensichtlich identisch mit dem Einfluss auf die Nairu. Infolge des unterschiedlichen Integrationsgrades der beiden Reihen ging die Zins-Wachstums-Differenz (I(0)) im Niveau, die Erwerbslosenquote (I(1)) in erster Differenz in die Gleichung ein. Der geschätzte Langfrist-Koeffizient dieser Schätzung liegt bei 0,22. Der OLS-Schätzung zufolge bewirkt ein vorübergehender Anstieg der Zins-Wachstums-Differenz um 1 Prozentpunkt für 1 Jahr eine langfristige Erhöhung der Erwerbslosenquote um 0,2 Prozentpunkte. Der Effekt ist damit doppelt so hoch als der von uns geschätzte Einfluss auf die (ebenfalls von uns geschätzte) Nairu. Dieses quantitative Ergebnis ist robust über verschiedene Spezifikationen der Deterministik. Die von uns bevorzugte Spezifikation wurde general-to-specific geschätzt, und weist keine ökonometrischen Probleme auf. Sie enthält einen Trend, der sta-

tistisch signifikant und für die Qualität der Gleichung wichtig ist. Dieser kann als Proxy für alle nicht berücksichtigten Variablen interpretiert werden kann.

5.3.3 Nairu und Hysterese

Der aus der Physik stammende Begriff Hysterese bezeichnet einen Zustand, in dem Gleichgewichte pfadabhängig sind. Der Begriff wird nicht immer scharf von dem Begriff Persistenz getrennt, der über einen ausreichend langen Zeitraum eine Rückkehr zum Ursprungsgleichgewicht beinhaltet. Aus zwei Gründen sehen wir keine Notwendigkeit einer strikten Trennung zwischen einem hohen Grad an Persistenz und tatsächlicher Hysterese im gegenwärtigen Kontext. Erstens ist es primär die Nairu der mittleren Frist, die Politik relevant ist. Zweitens kann es in einer Welt mit Unsicherheit unmöglich sein, zwischen Persistenz und Hysterese zu unterscheiden, da Effekte, die in einer Welt mit vollständiger Information nur persistent wären, in einer Welt mit Unsicherheit die Gleichgewichtsposition beeinflussen können (Katzner 1993: 343f.).

Hysterese kann verschiedene Ursachen haben.[66] Der Hauptgrund ist jedoch, dass die Zahl der Langzeitarbeitslosigkeit anschwillt und dass diese einen geringeren Einfluss auf die Entwicklung des Arbeitsmarkts und insbesondere der Löhne haben als nur vorübergehend Arbeitslose. Folgende Gründe erschweren Arbeitslosen die Rückkehr in Arbeitsleben:

- Das Human Kapital der Arbeitslosen nimmt im Laufe der Zeit ab. Fällt die Produktivität der Langzeitarbeitslosen unter den Reservationslohn oder werden die Löhne maßgeblich durch Insider beeinflusst, verharren die Langzeitarbeitslosen in der Arbeitslosigkeit (Blanchard/Summers 1991 und Pissarides 1992).
- Potenzielle Arbeitnehmer zu testen bereitet Kosten. Daher klassifizieren Arbeitgeber potenzielle Arbeitnehmer in Abhängigkeit von der Häufigkeit und Dauer ihrer Arbeitslosigkeit und bevorzugen jene, die seltener arbeitslos waren (Lockwood 1991 und Blanchard/Diamond 1994).
- Arbeitslose erfahren von manchen Stellenangeboten nicht, sofern sie Kontakt mit Arbeitnehmern verloren haben, sei es beispielsweise weil die finanziellen Mittel für gewisse gesellschaftliche Aktivitäten fehlen oder sie sich stigmatisiert fühlen. Machin/Manning (1999: 3120) haben festgestellt, dass ein Drittel aller Arbeitsstellen im Vereinigten Königreich mit Freunden und Verwandten bereits dort angestellter besetzt werden und liefern als Erklärung, dass dies aus Kostengründen effektiv ist, da Angestellte kaum jemanden vorschlagen werden, der für die Stelle nicht qualifiziert ist.
- Eine lange Phase hoher Arbeitslosigkeit kann die gesellschaftliche Akzeptanz von Arbeitslosigkeit steigern, wodurch sich der Reservationslohn der Arbeitslosen erhöht (Lindbeck 1995).

[66] Einen Survey zu Hysterese am Arbeitsmarkt liefert Røed (1997).

- Ein Anstieg der Langzeitarbeitslosigkeit kann den politischen Druck zur Durchführung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen erhöhen, was einerseits die negativen Aspekte der Arbeitslosigkeit mildert (tendenzieller Anstieg der Nairu) (Blanchard/Katz 1997: 68-69), andererseits aber das Humankapital der Betroffenen schützt (tendenzieller Rückgang der Nairu).

Sind Langzeitarbeitslose aus den genannten Gründen keine Konkurrenten der Arbeitnehmer, so erzeugen sie auch keinen nach unten gerichteten Druck auf die Löhne.[67]

Ein weiterer Mechanismus, der Hysterese bewirken kann, ist die bereits erwähnte Anpassung des Kapitalstocks (Kapitel 2).

Zahlreiche frühere Studien haben bereits empirische Evidenz für Hysterese gefunden (Logeay/Tober 2006; Røed 1997). Gegenüber anderen Methoden – Einheitswurzeltests (Léon-Ledesma 2002; Léon-Ledesma/McAdam 2004), Kointegration (Johansen 1995), Berücksichtigung verzögerter Arbeitslosigkeit im Lohn-Preis-System (Layard, Nickell, and Jackman 1991) und Makrov-Switching (Léon-Ledesma/McAdam 2004) – erscheint uns unsere Methode, die ähnlich auch von Salemi 1999 und Jaeger/Parkinson 1994 angewandt wurde, überlegen. Dabei ist insbesondere der beliebte Einheitswurzeltest vom Ansatz her fragwürdig, da eine gewisse Invarianz der institutionellen Struktur am Arbeitsmarkt unterstellt werden muss. Ist die Einheitswurzel aber Resultat struktureller Änderungen, so ist die Arbeitslosenquote integriert vom Grade 1, ohne dass dies einen Beleg für Hysterese darstellt, da in diesem Fall die Arbeitslosenquote der Nairu folgt nicht vice versa. Die State-Space-Analyse mit dem Kalman-Filter ist den anderen Methoden überlegen, weil sie anders als ein Einheitswurzeltest fortschreitende strukturelle Veränderung akkommodieren kann und anders als die Kointegrationsanalyse keine vollständige Spezifikation der Determinanten der Nairu erfordert.

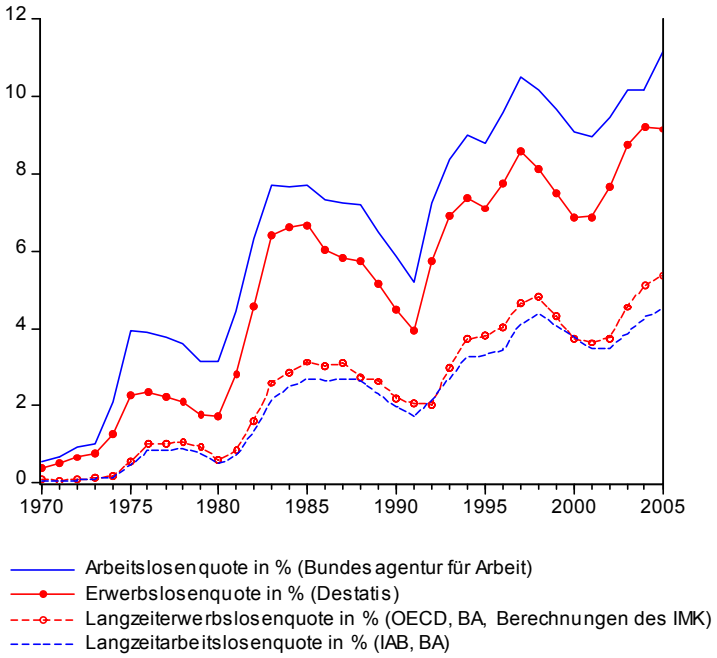
Für die Schätzung wurde die Zeitreihe der Langzeitarbeitslosenquote aus zwei Quellen berechnet. Für die Jahre 1983 bis 2004 haben wir OECD-Daten verwendet, da es sich hierbei um eine harmonisierte Statistik handelt, die von der Abgrenzung her näher an der ILO-Erwerbslosenquote von Destatis ist als die offizielle Zeitreihe der Bundesagentur für Arbeit. Für die fehlenden Jahre wurde die Zeitreihe mit Hilfe von Angaben des IAB und der Bundesagentur für Arbeit geschätzt.

Da die deutsche Vereinigung aus ökonomischer und statistischer Sicht möglicherweise eine bedeutende Rolle gespielt hat, wurden mehrere Spezifikationen getestet. Die ostdeutschen Arbeitnehmer dürften direkt nach der Vereinigung einen an den westdeutschen Erfordernissen gemessen niedrigeren Qualifikationsstand gehabt haben, so dass sie nur wenig Druck auf die Löhne ausüben konnten. Verbunden mit dem Anstieg der Arbeitslosigkeit als Folge des Zusammenbruchs der ostdeutschen Industrie dürfte sich die Nairu nach oben be-

[67] Zahlreiche Studien über das Vereinigte Königreich finden empirische Belege dafür, dass lediglich die kurzfristig Arbeitslosen, nicht aber die Langzeitarbeitslosen einen Einfluss auf die Lohnverhandlungen haben; vgl. Machin/Manning (1999) und die darin enthaltenen Literaturhinweise.

wegt haben. Allerdings hat sich die Zahl der Arbeitslosen infolge arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen nicht sehr sprunghaft erhöht, sondern über mehrere Jahren hinweg, so dass man in den ersten Jahren der Vereinigung eine gewisse Phasenverschiebung zwischen der Langzeit- und der Arbeitslosenzahl beobachten kann.

Abbildung 5.12
Deutsche Arbeitslosenquote nach verschiedenen Abgrenzungen



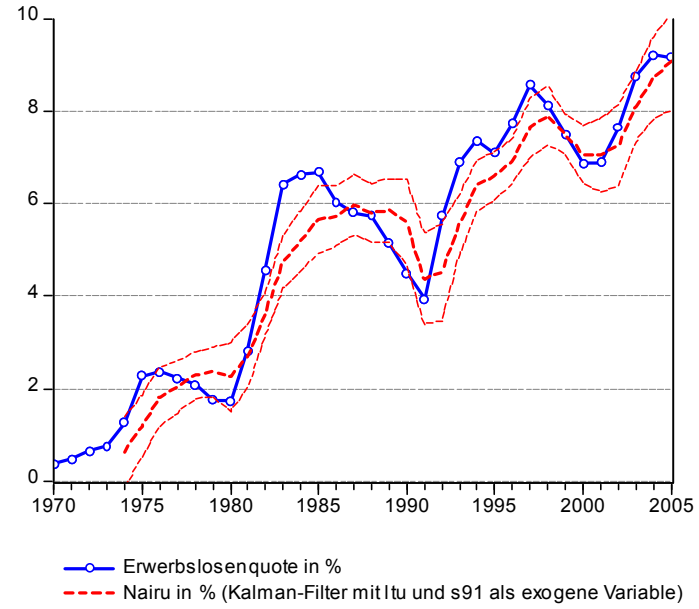
Die besten Spezifikationen ergaben sich, wenn der Strukturbruch 1991 mit einer Impulsdummy oder einer Stufendummy modelliert wurde. Der Koeffizient der Langzeiterwerbslosenquote in beiden Schätzungen ist gleich Eins. Im Folgenden wird die Schätzung mit Stufendummy vorgestellt, da diese Modellierung der Vereinigung ökonomisch sinnvoller ist.

Tabelle 5.5
Kalman-Filter-Schätzung mit Langzeiterwerbslosenquote und Stufendummy s91 als exogene Variablen

Maximum-Likelihood-Schätzung und Statistisken
Schätzzeitraum: 1973-2005 (33 Beobachtungen)

Variablen	Koeffizienten	s.e.	t-stat
State-Gleichungen			
ar_1	1.145	0.128	9.860
ar_2	-0.616	0.124	-5.289
Konstante	0.002	0.002	1.145
$Var(\varepsilon^{nairu})$	0.000E+00		
$Var(\varepsilon^{trend})$	5.744E-08		
$Var(\varepsilon^{gap})$	1.406E-05		
ltu	0.955	0.232	41.236
s91	-0.012	0.004	-33.438
Phillips-Kurve			
$(u-u^*)$	-0.889	0.297	-2.996
$d^2prodh_{(-1)}$	0.577	0.215	2.685
d^2pex	0.471	0.179	2.633
d^2pim	-0.157	0.070	-2.228
R^2	0.536		
-2*log-likelihood	-439.768		
$Var(\varepsilon^{phillips})$	1.136E-04		
Residuentests			
State-Gleichungen			
Ljung-Box Q(4)-stat:	0.812	prob:	93.7%
Jarque-bera-stat:	2.605	prob:	27.2%
Phillips-Kurve			
Ljung-Box Q(4)-stat:	5.587	prob:	23.2%
Jarque-Bera-stat:	2.580	prob:	27.5%

Abbildung 5.13
Nairu und Arbeitslosigkeitslücke der Kalman-Filter-Schätzung mit Langzeiterwerbslosenquote und Stufendummy s91 als exogene Variablen



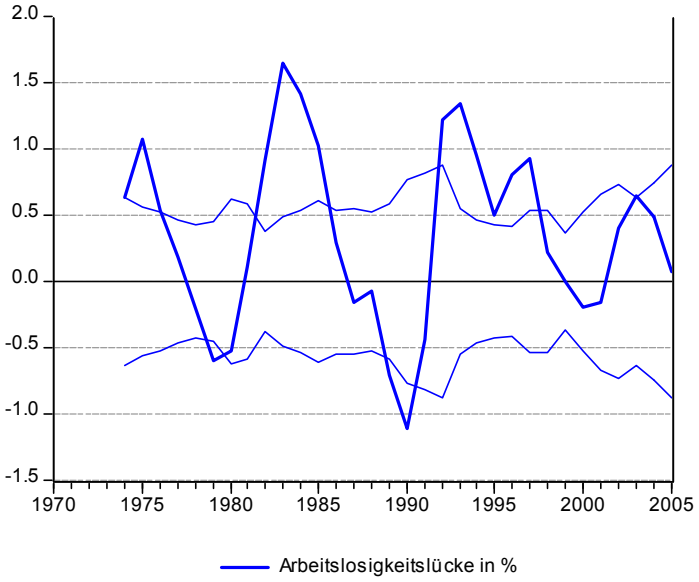
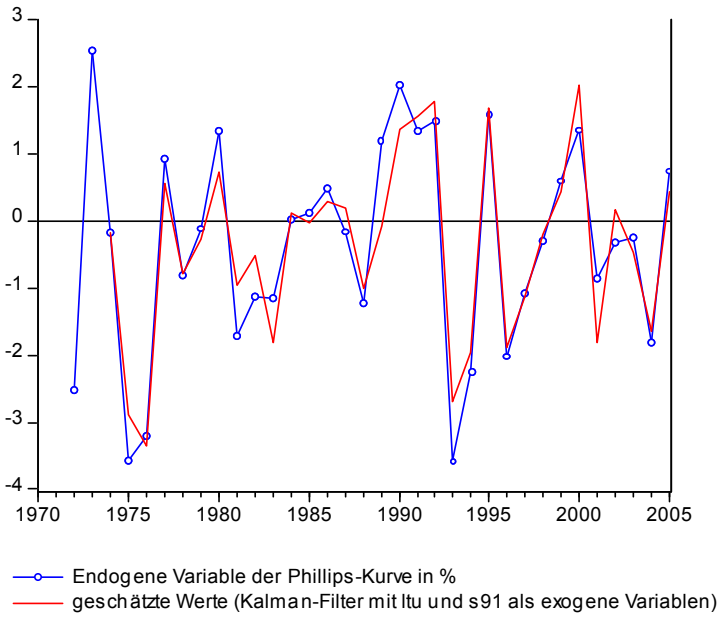


Abbildung 5.14
Schätzwerte der endogenen Variable in der Phillipskurve der Kalman-Filter-Schätzung mit Langzeiterwerbslosenquote und Stufendummy s91 als exogene Variablen



Die Interpretation der Koeffizienten erfolgt analog zur Schätzung ohne exogene Variablen. Die Unterschiede in der Phillipskurve sind minimal. Eine Verringerung der Arbeitslosigkeitslücke um 1 Prozentpunkt für ein Jahr (3 Jahre) bewirkt eine dauerhafte Senkung der Lohninflationsrate um rund 0,9 Prozentpunkte (rund 2,7 Prozentpunkte). Eine dauerhafte Erhöhung des Produktivitätswachstums um 1 Prozentpunkt, erhöht die Lohninflationsrate dauerhaft um 0,6 Prozentpunkte; (die Änderungsrate der Lohnstückkosten reduziert sich dauerhaft um 0,4 Prozentpunkte). Es zeigt sich damit in den Daten eine Tendenz zur Umverteilung in Richtung Gewinneinkommen. Eine Erhöhung der Export- bzw. Importpreisänderungsrate um 1 Prozentpunkt erhöht die Lohninflation um 0,5 Prozentpunkte bzw. senkt sie um 0,2 Prozentpunkte.

Die AR-Koeffizienten der Arbeitslosigkeitslücke implizieren eine durchschnittliche Zykluslänge von 8 Jahren (8,3). Die Arbeitslosigkeitslücke bzw. der Zyklus wurde mit einer Konstante in Höhe von 0,2 Prozentpunkten geschätzt, was einem deflationären Druck in Höhe von 0,1 % entspricht (auch in diesem Fall war die Konstante nicht signifikant, verbesserte aber die Schätzqualität). Die Varianzen der Fehlerterme wurden frei geschätzt und die Varianz des Nairu-Fehlerterms wurde mit Null geschätzt, so dass die implizite Nairu in diesem Fall als reiner I(2)-Prozess modelliert wird.

Der Koeffizient ist zwar doppelt so hoch wie der von Jaeger/Parkinson (1994), die eine ähnliche Methode anwenden, allerdings die verzögerte Arbeitslosenquote als exogene Variable verwenden, und einen Koeffizienten von 0,22 für das Vereinigte Königreich und 0,18 für Westdeutschland ermitteln. Er entspricht jedoch dem Koeffizienten von Jaeger/Parkinson (1990). Da der Anteil der Langzeitarbeitslosen an der Gesamtzahl der Arbeitslosen ungefähr 50 % beträgt, impliziert unser Koeffizient von 0,9 einen Koeffizienten für die verzögerte Arbeitslosigkeit in Höhe von 0,4.

Die Tatsache, dass die Quote der Langzeit-Arbeitslosen in der Nairu-Schätzung signifikant ist, deutet auf die Existenz von Hysterese hin. Die Signifikanz von Hysterese-Effekten impliziert, dass Faktoren dann die Nairu beeinflussen, wenn sie dazu beitragen, dass die tatsächliche Arbeitslosigkeit über einen längeren Zeitraum hoch oder auch niedrig ist. Es folgt, dass eine über einen längeren Zeitraum restriktiv ausgerichtete Geldpolitik Hysterese-Effekte auf dem Arbeitsmarkt auslöst und damit über die kurze Frist hinaus realwirtschaftliche Wirkungen zeitigt.

5.3.4 Projektion der Nairu

Um das Produktionspotenzial zu projizieren, müssen seine einzelnen Komponenten projiziert werden, so auch die Nairu. Prognosewerte für die Nairu lassen sich mit drei verschiedenen Methoden ermitteln.

Die erste Methode schreibt die Änderung der Nairu im Vorjahr jedes Jahr zur Hälfte fort. Gegenüber einer Filterfunktion besteht der Vorteil dieser Methode darin, dass sich die Ist-Werte nicht ändern (vor allem die Endpunkte: 2000-2005). Der Nachteil liegt andererseits darin, dass letztlich die zugrunde liegende Struktur fortgeschrieben wird: Die zukünftigen Werte der Nairu folgen dem bisherigen Trend, wenn auch abgemildert. Diesen Weg geht die Europäische Kommission.

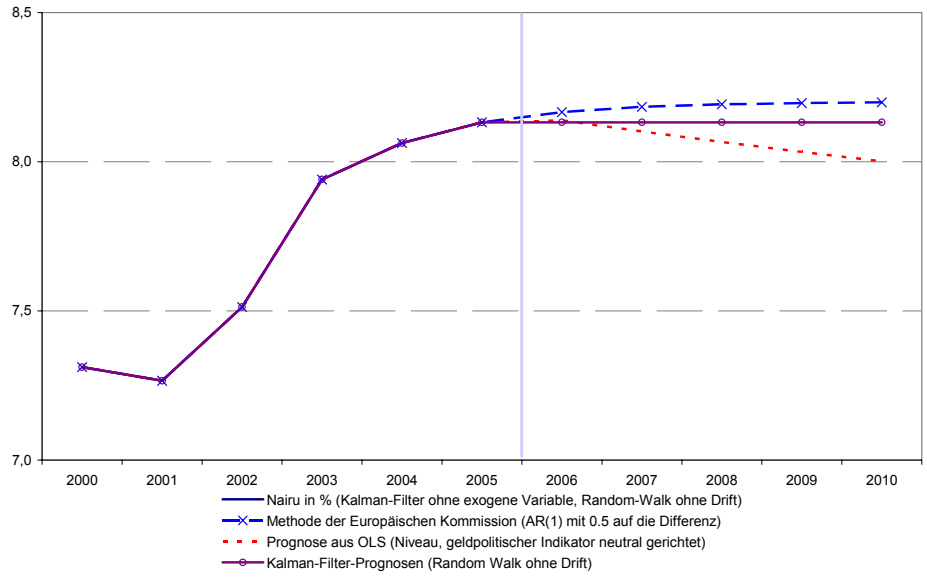
Eine zweite Methode besteht darin, mit dem Kalman-Filter Prognosewerte zu errechnen. Hierfür braucht man aber wiederum Prognosewerte für die exogenen Variablen in der Phillipskurve (hier die Stundenlöhne, die Stundenproduktivität und gegebenenfalls die Außenhandelspreise) und für die exogenen Variablen, die die Nairu beeinflussen (hier die Langzeitarbeitslosenquote bzw. der geldpolitische Indikator). Dies hat den offensichtlichen Nachteil, dass man eine gewisse Vorstellung über die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung haben muss. Ein damit verbundener Vorteil besteht allerdings darin, dass man Änderungen der Rahmenbedingungen berücksichtigen kann, sofern sie die exogenen Variablen der Phillipskurve bzw. der Nairu selbst betreffen. Ein weiterer Nachteil, der allen Filtermethoden anhaftet, ist das Endpunkt-Problem, das mit dem Hinzufügen von Prognosewerten und der Neuberechnung der gefilterten Reihe (der Nairu) auftritt. Allerdings ist anzumerken, dass das GAP-Programm der Kommission keine richtigen Kalman-Filter-Prognosen produziert, sondern reine univariate. Dies läuft auf eine Random-Walk-Prognose bzw. eine Prognose mittels lokalem linearem Trend hinaus, was im ersten Fall eine Konstanz der Nairu auf dem letzten Wert des Ist-Zeitraums impliziert und im zweiten Fall eine einfache Fortschreibung des

Trends. Folglich verharrt die Nairu im ersten Fall auf rund 8 % und steigt im zweiten Fall bis 2010 auf knapp 9 %.

Die dritte und hier bevorzugte Methode stellt einen Kompromiss zwischen den ersten beiden Herangehensweisen dar. Die Nairu wird zunächst bis 2005 als Random-Walk ohne Drift in dem Kalman-Filter geschätzt und dann im Rahmen einer OLS-Schätzung auf exogene Variablen regressiert. Auf der Grundlage dieser Schätzung lässt sich die Nairu auf der Basis von Prognosewerten für die exogenen Variablen ab 2006 fortschreiben. Diese Herangehensweise vermeidet das Endpunkt-Problem und die bloße Fortschreibung des Trends.

Für die unten stehende Abbildung haben wir die Nairu nach allen drei Methoden projiziert.

Abbildung 5.15
Projektion der Nairu



Trotz erheblicher methodischer Unterschiede ist der Unterschied in der Nairu mit einer Spannweite von 8 % und 8,2 % gering. Damit ist der Einfluss dieser verschiedenen Methoden auf das Potenzial nicht groß, was allerdings weniger einer vermeintlichen Sicherheit der Projektion geschuldet ist, sondern den Annahmen über die statistischen Eigenschaften der Nairu, die in allen drei Fällen identisch ist und das Ergebnis dominiert. Diese Dominanz der statistischen Eigenschaften zeigt sich auch daran, dass eine univariate Schätzung der Nairu, d.h. ohne Phillipskurve, von ihrem multivarianten Pendant kaum abweicht.

5.3.5 Zusammenfassung

Unsere Analyse zeigt, dass die Arbeitslosigkeitslücke und die Nairu nicht unabhängig voneinander sind. Zu einem gewissen Grad lockert oder verhärtet sich die Struktur der Arbeits-

losigkeit, so dass die Arbeitslosigkeitslücke teilweise dadurch geschlossen wird, dass die Nairu fällt bzw. steigt.

Ein wichtiger Unterschied zwischen Analysen der Entwicklung der Arbeitslosigkeit besteht darin, ob sie unterschiedliche geldpolitische Reaktionen berücksichtigen. Dies ist beispielsweise nicht der Fall bei Layard/Nickell/Jackman (1991) und Clarida/Galí/Gertler (1998), die zwar das Weltzinsniveau thematisieren, nicht aber die makroökonomische Ausrichtung in den einzelnen Ländern. Demgegenüber berücksichtigen Fitoussi et al. (2000), Ball/Mankiw (2002), Ball (1999) und Blanchard/Katz (1997) das unterschiedliche Verhalten der Zentralbanken und führen den Anstieg der Arbeitslosigkeit und das Verharren auf hohem Niveau in Europa auf eine restriktive Haltung der Zentralbanken zurück. Denn während die Verlangsamung des Produktivitätsfortschritts seit Anfang der siebziger Jahre, die Ölpreisschocks und zum Teil auch der Anstieg des internationalen Realzinsniveaus der achtziger Jahre alle Industrieländer traf, gab es einen deutlichen Unterschied in der geldpolitischen Ausrichtung der einzelnen Zentralbanken. So hat beispielsweise die US-amerikanische Zentralbank im Falle eines wirtschaftlichen Abschwungs zügig die Zinsen gesenkt und so das Ausmaß der jeweiligen wirtschaftlichen Schwächephase stark begrenzt.[68] Als Folge blieb der Anstieg der Arbeitslosigkeit ein temporäres Phänomen. Demgegenüber blieb die für Deutschland maßgebliche Geldpolitik, wie auch die in den meisten anderen europäischen Ländern, länger auf einem restriktiven Kurs. Die Wirtschaftsabschwünge fielen stärker aus und das schwache Wachstum wurde in den Folgejahren nicht kompensiert, so dass der Wirtschaftspfad niedriger lag als es den Produktionsmöglichkeiten entsprochen hätte.

Die Geldpolitik musste restriktiv wirken, um die Inflation der siebziger Jahre einzudämmen. Disinflation wird in allgemeinen über einen Anstieg der Arbeitslosigkeit erreicht, so dass eine temporäre Zunahme der Arbeitslosenquote unumgänglich war. Unsere hier vorgelegten Ergebnisse stützen aber in diesem Zusammenhang die These von Ball (1999):

> In some countries, such as the United States, the rise in unemployment was transitory; in others, including many European countries, the Nairu rose and has remained high ever since. I argue that the reaction of policymakers to the early-1980s recessions largely explain these differences. (...) In countries where unemployment rose permanently, it did so because policy remained tight in the face of the 1980s recessions.
>
> Ball (1999: 190)

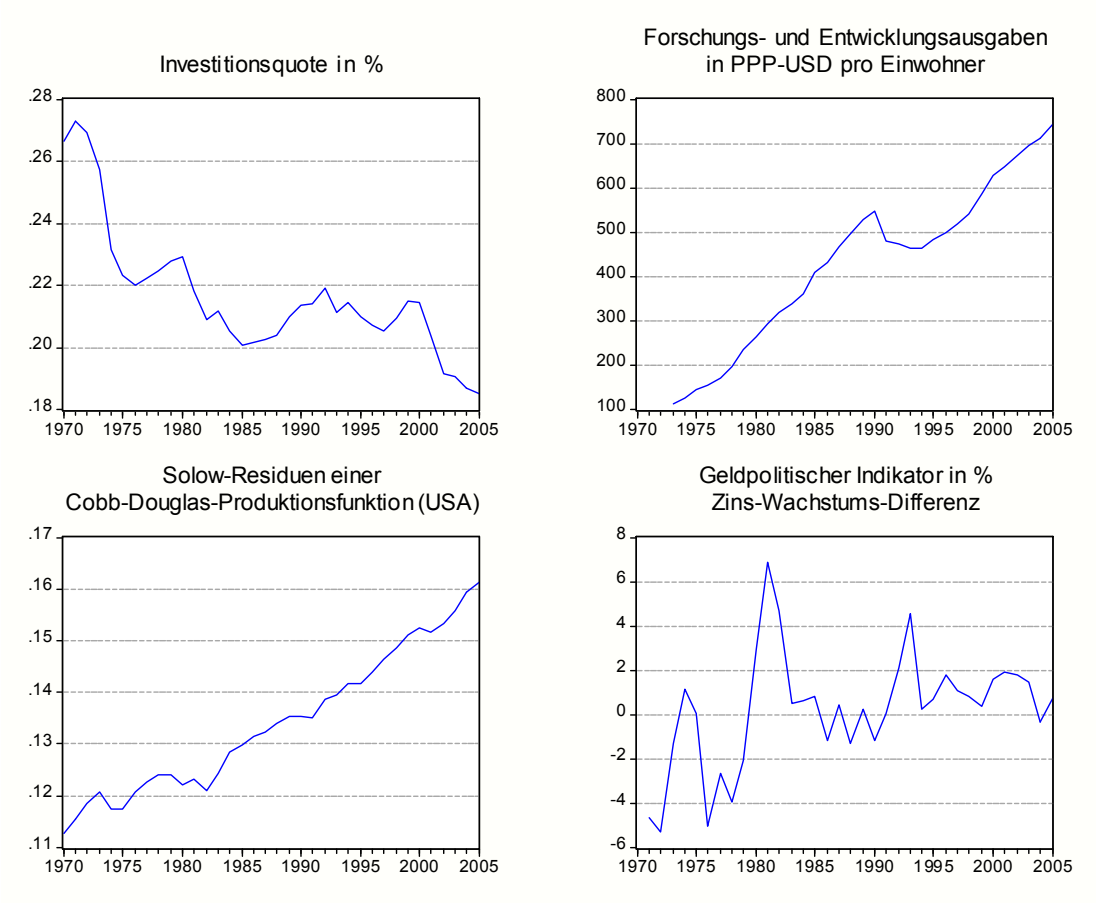
5.4 Totale Faktorproduktivität

Die totale Faktorproduktivität (TFP) ist neben der Nairu die entscheidende zu schätzende Variable, die das mit der Produktionsfunktion ermittelte Produktionspotenzial beeinflusst. Die zentrale Stellung dieser Größe ist der Grund, warum wir auch hier von der Modellie-

[68] Eine derart aktive Geldpolitik in Abschwungsphasen und bei drohender Überhitzung betreibt die Federal Reserve seit den späten siebziger Jahren; zuvor agierte sie in den siebziger Jahren eher passiv und trug so zu dem simultanen Anstieg von Arbeitslosigkeit und Inflation bei (vgl. Beyer and Farmer 2002).

rungsstrategie der EU-Kommission in der Darstellung von Denis et al. (2005) und Carone et al. (2006) abweichen. Die EU-Kommission ermittelt die potenzielle totale Faktorproduktivität mit einem HP-Filter. Für die Projektion schreibt die EU-Kommission die Solow-Residuen, d.h. die TFP-Zeitreihe, durch eine sparsame ARIMA-Modellierung fort, auf die ein HP-Trend angepasst wird; früher wurde ein deterministischer Trend verwendet. Unser Ziel war es demgegenüber eine ökonomisch gehaltvolle Gleichung zu schätzen, die eine partielle Endogenisierung der TFP ermöglicht und es so erlaubt, Strukturbrüche zu modellieren und insbesondere im Projektionszeitraum Änderungen der Einflussfaktoren zu simulieren bzw. zu erfassen.

Abbildung 5.16
Mögliche Einflussfaktoren der totalen Faktorproduktivität



Quellen: AMECO, Destatis, Deutsche Bundesbank, OECD, eigene Berechnungen.

Die TFP wurde daher in Abhängigkeit von verschiedenen ökonomischen Variablen ökonometrisch geschätzt. Untersucht wurde der Einfluss von drei Variablen,[69] die aus ökono-

[69] Zwei weitere Variablen wurden zunächst berücksichtigt, dann aber verworfen: die Kapazitätsauslastung und das Verhältnis zwischen der Bevölkerung im arbeitsfähigem Alter zur Gesamtbevölkerung als Indikator einer

mischer Sicht einen nennenswerten Einfluss auf die TFP haben sollten: die gesamtwirtschaftliche Investitionsquote, die Ausgaben pro Kopf für Forschung und Entwicklung,[70] und die US-amerikanische TFP. Diese Variablen sind in der folgenden Abbildung dargestellt.

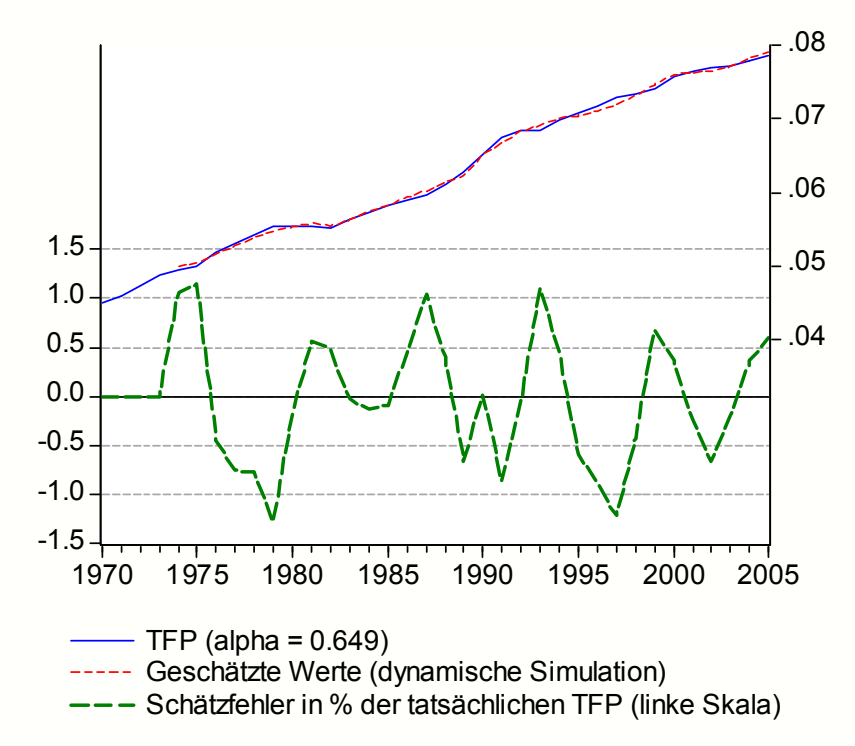
Die hier präsentierte Schätzung entspricht im Mittel den Elastizitäten der verschiedenen Gleichungsspezifikationen und kann daher als repräsentativ angesehen werden. Da der Zeitraum nur etwa 30 Beobachtungen umfasst, ist ein General-to-Specific-Schätzansatz nicht möglich. Daher wurde hier specific-to-general vorgegangen. Die Schätzung erfolgte im Niveau, weil so die beste Anpassung zu erreichen war. Dies ist eine vertretbare Herangehensweise, obwohl alle Variablen außer dem geldpolitischen Indikator nicht stationär sind, da ausreichend viele Verzögerte der nicht stationären Variablen in der Gleichung enthalten sind. Dieser Schätzung zufolge bewirkt eine Erhöhung der Investitionsquote um 1 Prozentpunkt eine Erhöhung der TFP um 1,1 %. Eine Steigerung der pro-Kopf-Ausgaben für Forschung und Entwicklung um 1 % hingegen erhöht die TFP nur um knapp 0,1 %. Steigt die US-amerikanische TFP um 1 %, so nimmt die deutsche TFP um 0,9 % zu. Alle drei Effekte sind signifikant auf dem 5 %-Niveau. Eine Stufendummy wurde für 1990 berücksichtigt. Die Residuen sind frei von Autokorrelation bis zur dritten Ordnung und normalverteilt. Andere übliche Tests weisen auf keine Besonderheiten hin. Die In-Sample-Anpassung ist sehr gut.

Die Geldpolitik beeinflusst die TFP in dieser Schätzung nicht direkt, sondern indirekt über ihre Wirkung auf die Investitionsquote. Eine OLS-Gleichung der Investitionsquote (in erster Differenz) auf den geldpolitischen Indikator zeigt eine Elastizität von rund 0,1. Demnach würde eine dreijährige restriktive Geldpolitik, die den kurzfristigen Realzins um 1 Prozentpunkt über die Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes hebt, eine Abnahme der Investitionsquote um rund 0,3 Prozentpunkte bewirken. Schätzt man die Investitionsquote im Niveau, statt in ersten Differenzen, so ist die Wirkung der Geldpolitik nur vorübergehend, allerdings dabei sehr persistent: Erst nach 15 Jahren wird der Effekt nennenswert abgebaut.

alternden Gesellschaft. Diese zwei Variablen waren entweder nicht signifikant, hatten ein falsches Vorzeichen oder führten zur Instabilität der Gleichung.

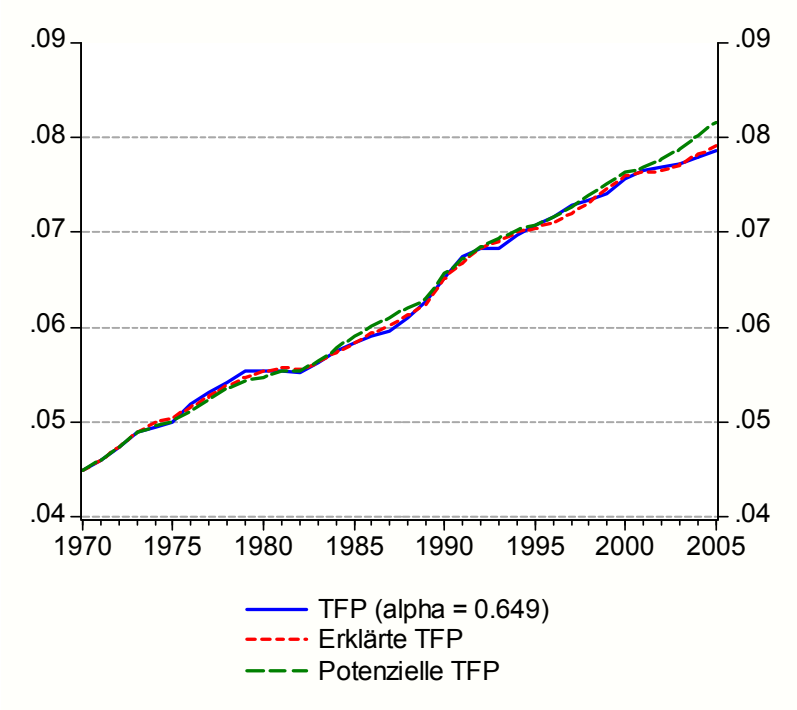
[70] Diese Zeitreihe endet im Jahr 2004. Der Wert für 2005 wurde mittels einer Verlängerung der vorangegangenen Wachstumsraten auf 4,4 % geschätzt.

Abbildung 5.17
Anpassungsgüte der TFP-Gleichung



Die potenzielle totale Faktorproduktivität, die für die Schätzung des Produktionspotenzials erforderlich ist, wird ermittelt, indem die drei exogenen Variablen auf ihr gleichgewichtiges Niveau gesetzt werden. Die „gleichgewichtige" Investitionsquote wurde hier als Durchschnitt über den gesamten Beobachtungszeitraum berechnet. Mit 21,7 % entspricht sie in etwa den gegenwärtigen Investitionsquoten im Euroraum. Die US-amerikanische TFP wurde auf ihrem tatsächlichen Niveau belassen, da man davon ausgehen kann, dass sie von der Entwicklung in Deutschland unbeeinflusst bleibt. Der gleichgewichtige Pfad der pro-Kopf-Ausgaben für Forschung und Entwicklung wurde mit einem gebrochenen deterministischen Trend angepasst. Dabei werden vier Phasen unterschieden: die siebziger Jahre, in denen die Ausgaben pro Kopf mit mehr als 10 % pro Jahr zunahmen; die achtziger Jahre, in denen sich diese Zuwachsrate fast halbiert; die Vereinigungsjahre mit einem Abbruch des absoluten Niveaus; und die Zeit ab 1995 mit wieder zunehmenden Ausgaben, allerdings auf niedrigerem Wachstumspfad mit jährlich 4 % bis 5 %. Die potenzielle TFP wurde sodann unter Zugrundelegung dieser „gleichgewichtigen" Werte für die Investitionsquote und die Ausgaben für Forschung und Entwicklung ermittelt.

Abbildung 5.18
Tatsächliche, erklärte und potenzielle TFP[1]



[1] Die tatsächliche TFP (TFP) wurde aus unserer Produktionsfunktion errechnet, die erklärte TFP ist die mit den drei exogenen Variablen geschätzte TFP und die potenzielle TFP ist die geschätzte TFP, wenn für die Investitionsquote und die F&E-Ausgaben gleichgewichtige Werte zugrunde gelegt werden.

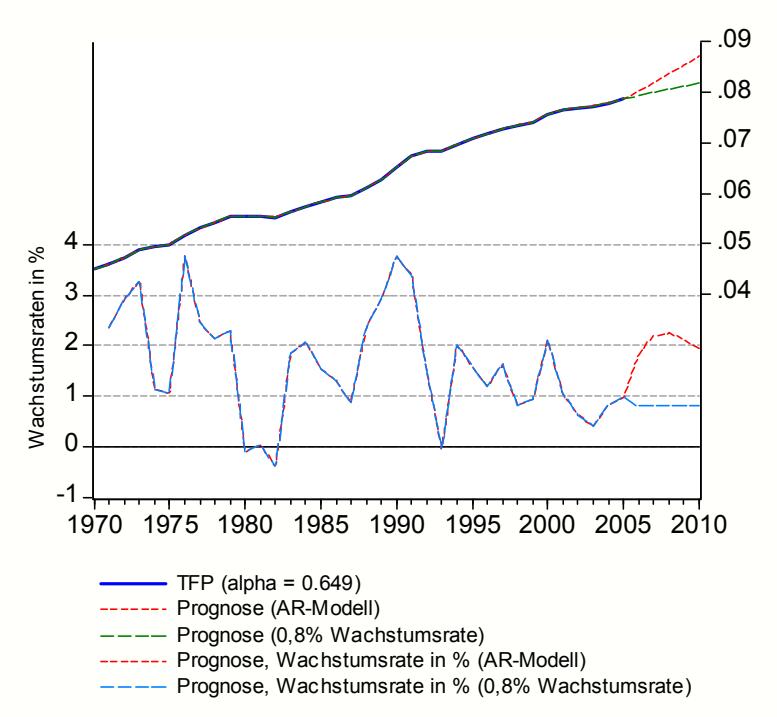
5.4.1 Projektion der TFP

Für die Projektion der potenziellen TFP gibt es verschiedene Möglichkeiten. Eine Herangehensweise ist die der EU-Kommission: Es wird ein univariates Modell mit den Ist-Werten angepasst, aus dem die Zukunftswerte ermittelt werden, und in der Folge wird die komplette Reihe (Ist-Werte und Prognosewerte) mit einem HP-Filter geschätzt. Ein zweiter Ansatz ermittelt aus einer OLS-Gleichung die Prognosewerte für die potenzielle TFP. Voraussetzung hierfür ist eine Projektion der exogenen Variablen, wobei Strukturbrüche eingebaut werden können. Ist man beispielsweise der Meinung, dass die Investitionsquote bei adäquater Makropolitik auf den Mittelwert von 21,7 zurückkehren wird, so kann dieser Wert fortgeschrieben werden. Gibt es demgegenüber schwerwiegende Gründe für eine mittelfristig niedrigere Investitionsquote, d.h. dafür, dass sich der seit 2001 zu beobachtende Trend nicht umkehrt, so kann der Potenzialpfad der Investitionsquote geändert werden, und zwar ab dem Jahr 2001.

Die zuerst genannte Herangehensweise führte zu einer Anpassung der potenziellen TFP als AR(2)-Prozess mit Konstante und Trend. Die Prognosewerte aus dieser Gleichung waren recht optimistisch und deutlich höher als die der EU-Kommission (Carone et al. 2006). Da-

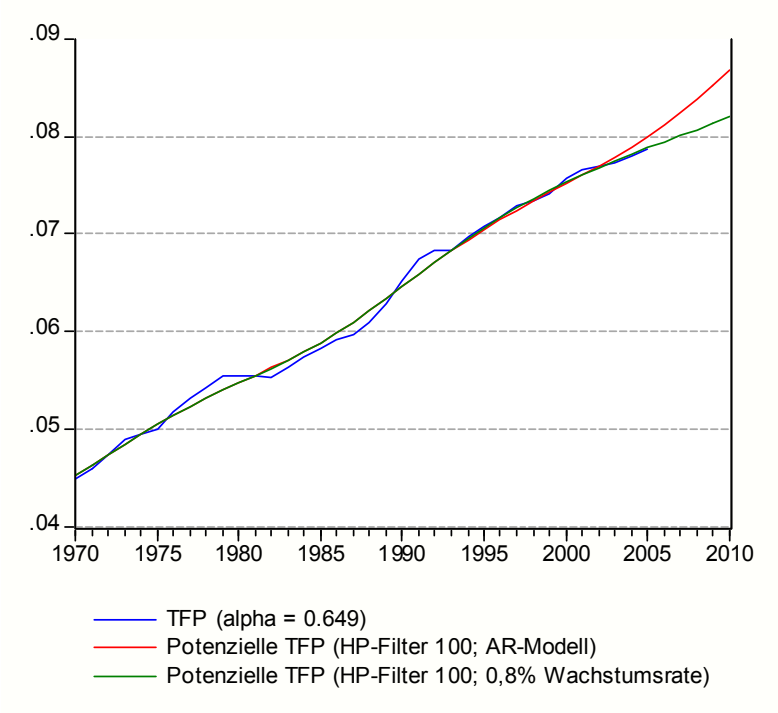
her nehmen wir den von der EU-Kommission unterstellten konstanten Anstieg der TFP um jährlich 0,8 % als zusätzliche Variante für die potenzielle TFP in Deutschland auf.

Abbildung 5.19
Prognosewerte für die deutsche TFP mit einem AR-Modell und Projektionswerte der EU-Kommission



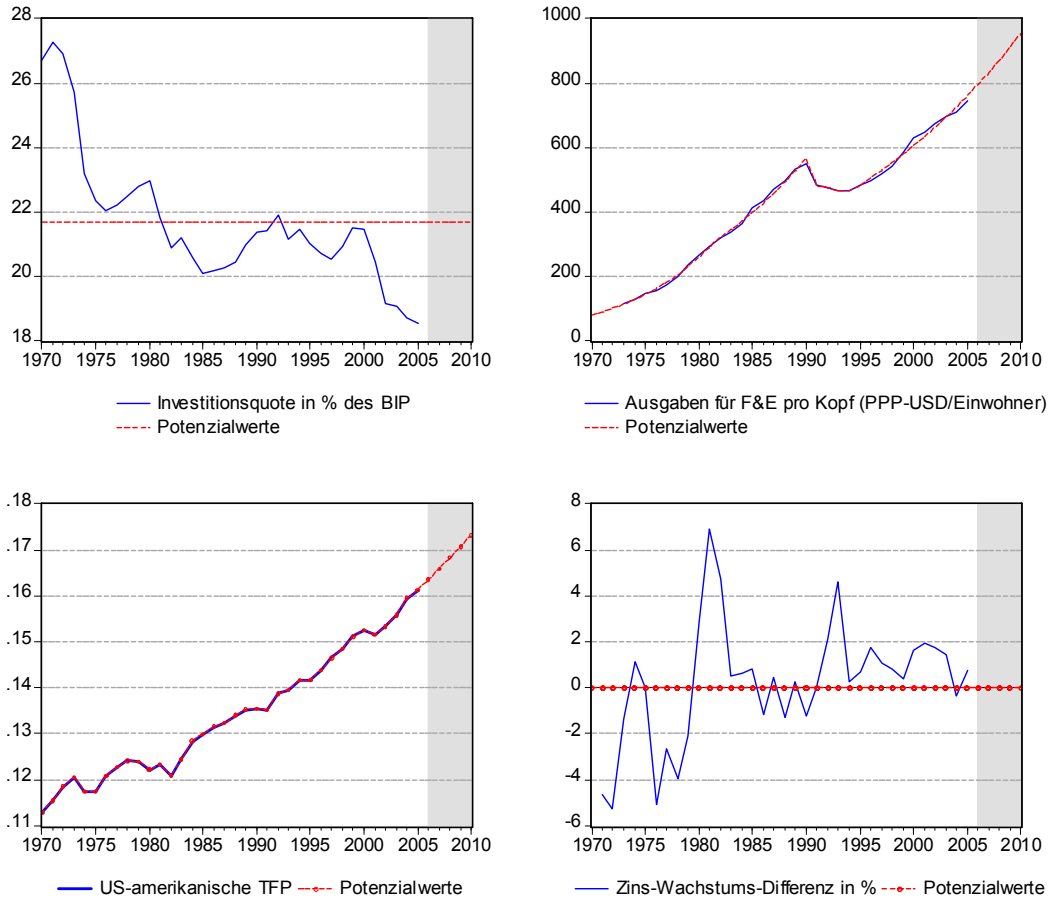
Die sich aus diesen Projektionswerten ergebenden HP-Filter werden in folgender Abbildung dargestellt.

Abbildung 5.20
HP-Filter für die zwei deterministischen Varianten



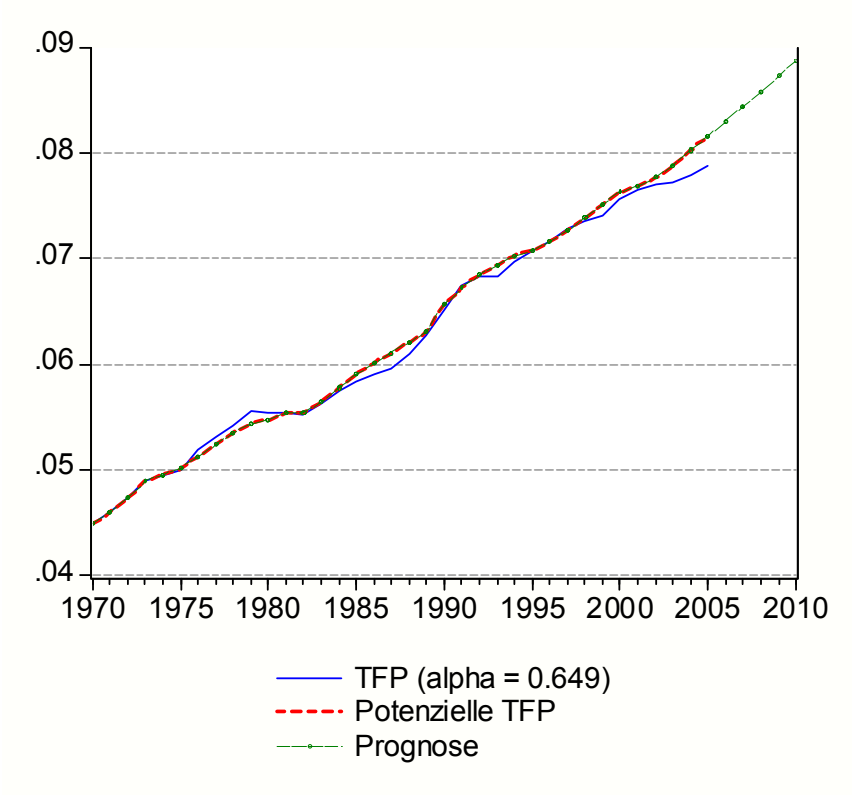
Für den zweiten Ansatz wurden folgende Annahmen für den Projektionszeitraum getroffen. Die Investitionsquote wurde konstant auf dem potenziellen Wert von 21,7 % belassen, die pro-Kopf-Ausgaben für Forschungs- und Entwicklung nehmen jährlich um 4,6 %, was etwa dem Durchschnittswert von 1995 bis 2004 entspricht und eine Fortsetzung des Trends der vergangenen Jahre impliziert. Die US-amerikanische TFP nimmt, wie vom CBO angenommen, mit einer Jahresrate von 1,4 % zu.

Abbildung 5.21
Werte der exogenen Variablen der TFP für den Projektionszeitraum (2006-2010)



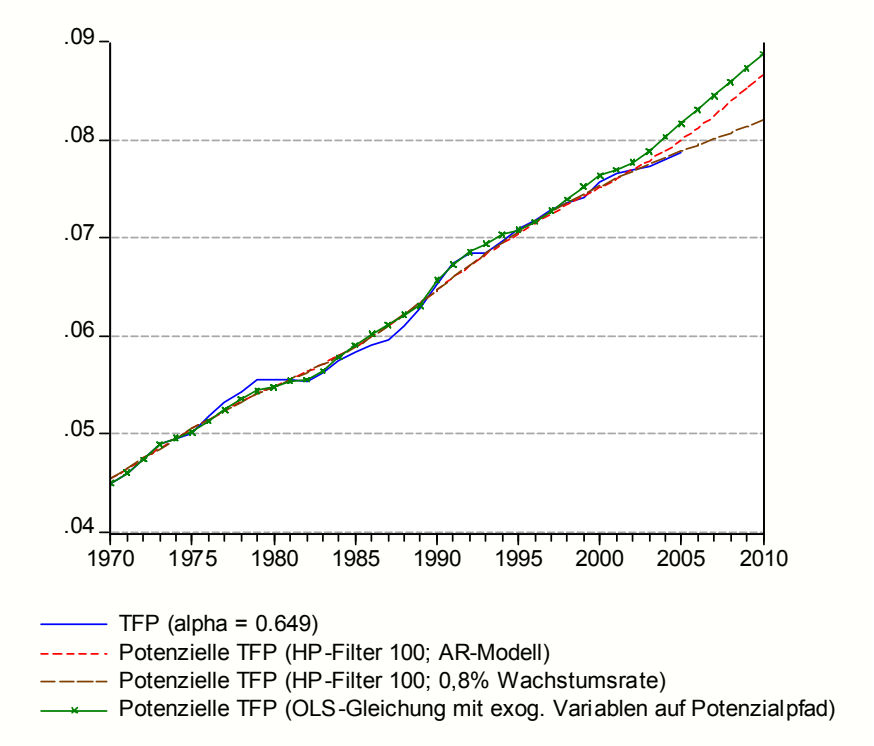
Die potenzielle TFP, die sich unter diesen Annahmen ergibt, ist in Abbildung 5.22 abgebildet.

Abbildung 5.22
Projektion der potenziellen TFP anhand der OLS-Gleichung



Die Unterschiede, die sich durch die beiden verschiedenen Herangehensweisen ergeben sind in der folgenden Abbildung ersichtlich.

Abbildung 5.23
Vergleich der TFP-Projektionen



In der unteren Variante (EU-Kommission) nimmt die TFP jährlich um 0,8 % zu, in der mittleren Variante (AR-Modell) um rund 1,6 % und in der oberen Variante (OLS-Schätzung) um 1,7 %. Diese drei geschätzten Niveaus der potenziellen totalen Faktorproduktivität unterscheiden sich um bis zu 8 % im Jahr 2010. Da sich die totale Faktorproduktivität in der Produktionsfunktion Eins zu Eins in das Produktionspotenzial übersetzt, bedeutet dies, dass auch das geschätzte Produktionspotenzial im Jahre 2010 in Abhängigkeit von der unterstellten Entwicklung der potenziellen TFP einen Niveauunterschied von bis zu 8 % aufweisen kann.

5.5 Schätzung und Projektion des Produktionspotenzials

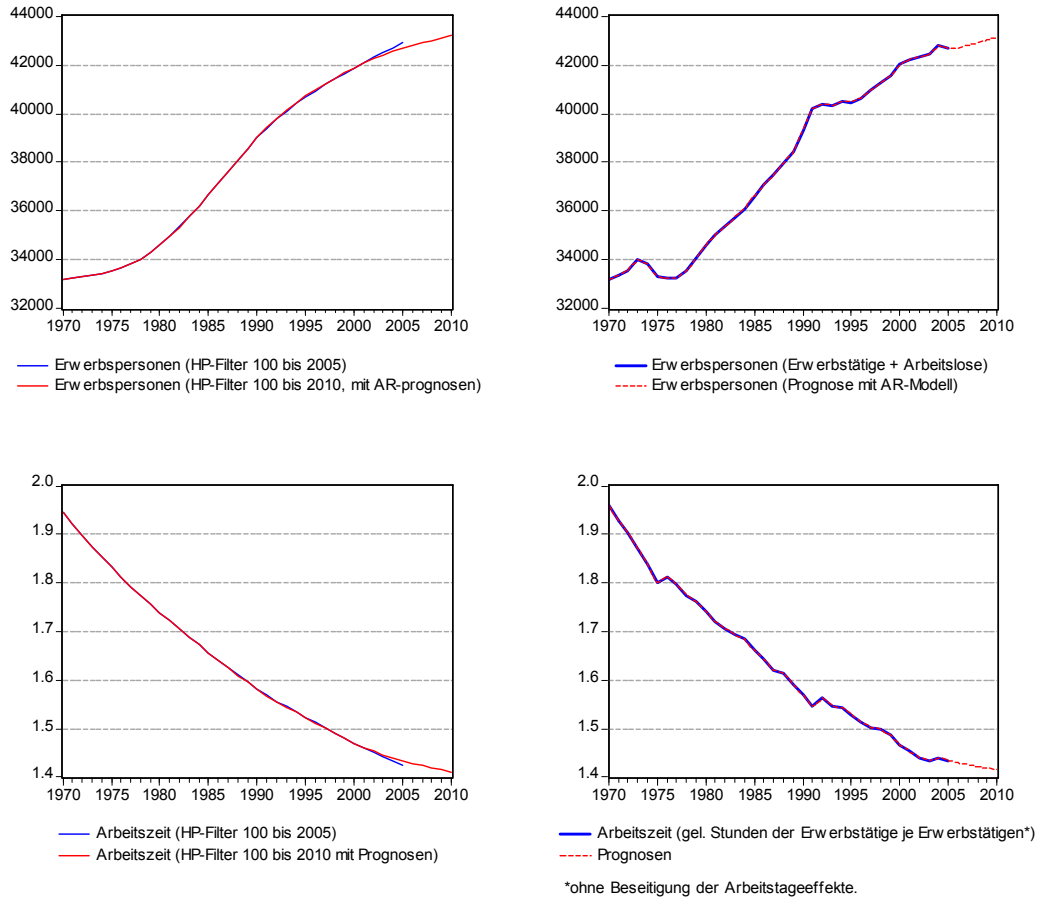
Mit den in den vorangegangenen Abschnitten dargestellten Ergebnissen für die Schätzung und Projektion der Nairu und der TFP haben wir die entscheidenden Zutaten für die Schätzung und Projektion des Wachstumspotenzials im Rahmen der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion. Unsere Schätzgleichung sieht wie folgt aus:[71]

$$Y_t^* = TFP_t^* \, (ewp_t^* \, arbzeit_t^* \, [1\text{-}Nairu])^{0,65} \, (K_t)^{1-0,65}$$

[71] Siehe auch die Einleitung zu diesem Kapitel.

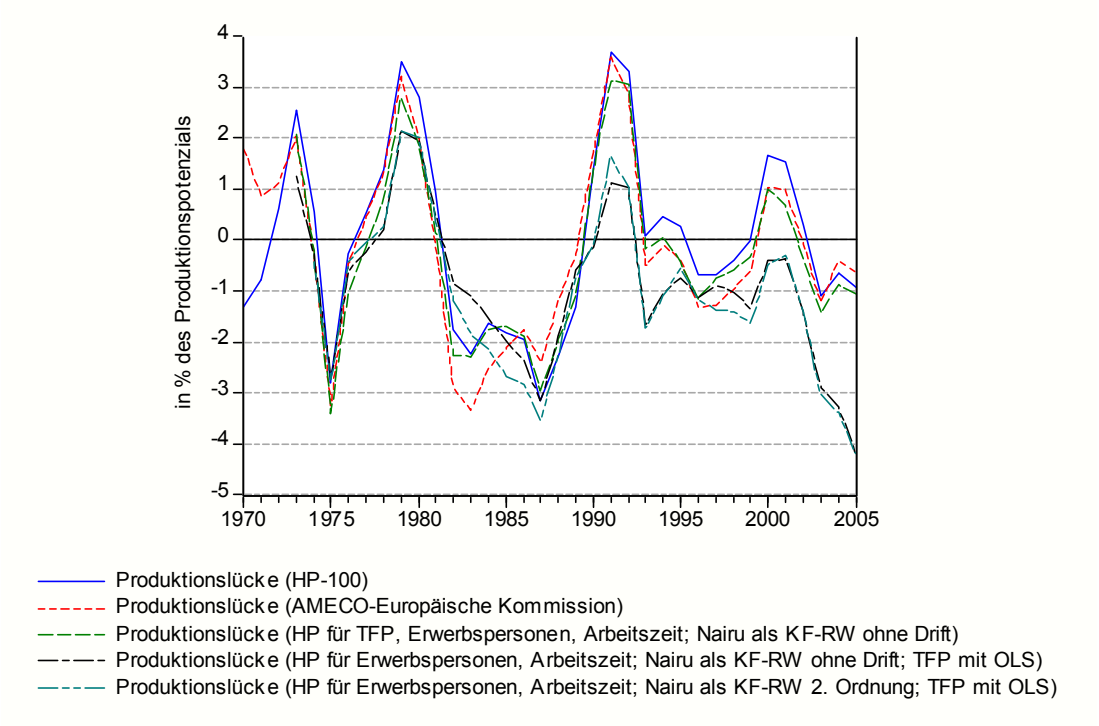
Um das Produktionspotenzial ermitteln zu können, werden noch die Schätz- und Projektionswerte für die Erwerbspersonen und die Arbeitszeit benötigt. Diese Zeitreihen werden mit AR-Modellen verlängert. Es ist offensichtlich, dass auch für diese Zeitreihen mehrere Varianten möglich sind, und die Unsicherheit, mit der das Potenzial geschätzt wird, folglich groß ist. Bei dem verwendeten HP-Filter ist das Endpunktproblem besonders problematisch.

Abbildung 5.24
Schätz- und Projektionswerte für die Erwerbspersonen und die Arbeitszeit



Auf dieser Grundlage können für den Zeitraum 1970-2005 vier Pfade für das Produktionspotenzial ermittelt werden, wobei zwei verschiedene Berechnungen der potenziellen TFP einfließen (die im vorigen Abschnitt dargestellte potenzielle TFP und eine HP-gefilterte TFP-Reihe) sowie zwei verschiedene Berechnungen der Nairu. Diese Potenzialpfade werden in der folgenden Abbildung zusammen mit dem Potenzialpfad auf Grundlage des Hodrick-Prescott-Filters (100) und dem der Europäischen Kommission dargestellt.

Abbildung 5.25
Schätzungen des Potenzials und der Produktionslücke bei unterschiedlichen Nairus und potenziellen TFPs



Dabei ergeben sich erhebliche Unterschiede, die in erster Linie auf die unterschiedlichen potenziellen TFP-Reihen zurückzuführen sind. Vor allem am Ende des Zeitraumes zeigen unsere Schätzungen eine erheblich negative Produktionslücke, da die Abflachung des realen BIP in jüngerer Zeit, im Gegensatz zu den anderen Methoden, nicht dem Potenzial zugerechnet wird.

Die Projektion des Produktionspotenzials kann jetzt nach der folgenden Formel durchgeführt werden; $Y_t^* = TFP_t^* (ewp_t^* \, arbzeit_t^* \, [1\text{-}Nairu])^{0,65} (K^*_t)^{1-0,65}$. Da wir für die potenziellen TFP und die Nairu mehrere Varianten haben, zeigen wir jeweils eine obere, untere und mittlere Variante. Die obere Variante resultiert aus den Schätzgleichungen der potenziellen TFP und der Nairu, die mittlere Variante aus dem jeweiligen AR-Modell und die untere Variante ergibt sich aus der Methode bzw. den Prognosen der EU-Kommission. Der Kapitalstock wird für den Prognosezeitraum endogen bestimmt, indem die potenzielle Investitionsquote auf 21,7 % gesetzt wird. Der Kapitalstock wird, seiner Definition entsprechend, wie folgt berechnet:

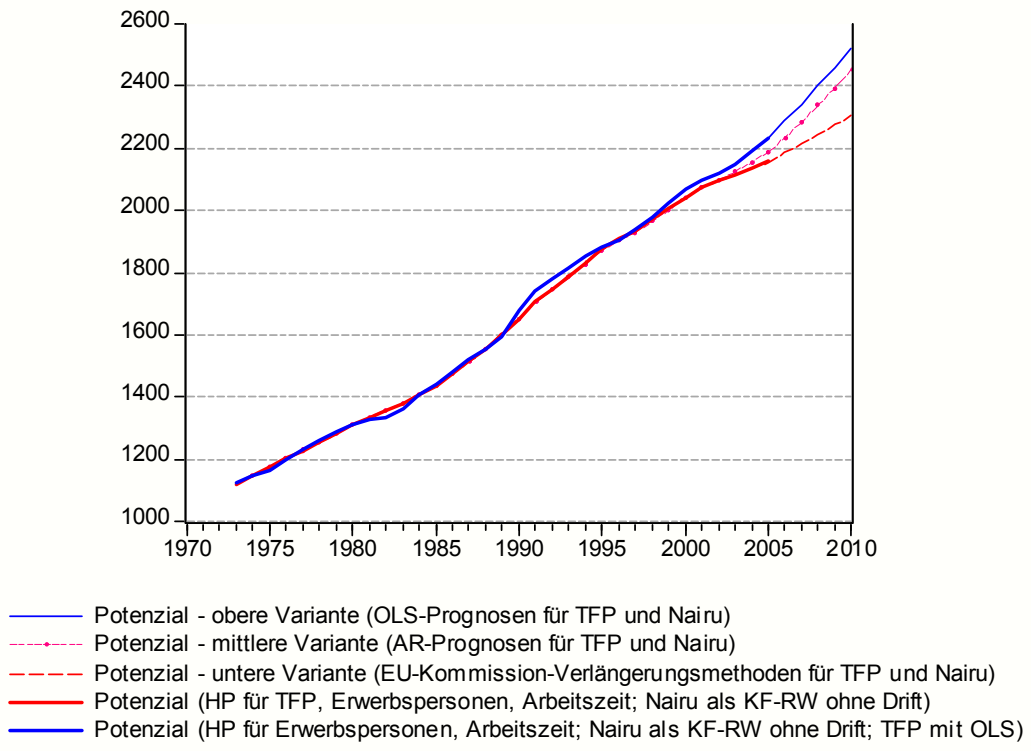
$$K_t = K_{t-1} + (\text{Bruttoanlageinvestitionen}_t - \text{Abschreibungen}_t)$$

Für die Projektion wird diese Formel umgeschrieben: Die Bruttoanlageinvestitionen werden an Hand der Investitionsquote und einer auf 4,71 % festgesetzten Abschreibungsrate fortgeschrieben. Die Formel für den Kapitalstock im Projektionszeitraum lautet daher:

$$K_t^{prognose} = (1 - \text{Abschreibungsrate}_{=4,71\%})*[K_{t-1}^{prognose}] + \text{Investitionsquote}_{=21,39\%}*Y_t^*.$$

Zusammen mit der Formel für Y^*_t bildet dies ein System, das gelöst werden kann. Abbildung 5.26 stellt die Ergebnisse dar.

Abbildung 5.26
Vergleich der Potenzialpfade für drei Varianten[1]



[1] Allen Potenzialschätzungen liegen für die Erwerbspersonen und die Arbeitszeit HP-Filter mit Prognosewerten bis 2010 zugrunde.

Unterschiede in den Schätzergebnissen resultieren aus folgenden Quellen: Für den Ist-Zeitraum (1970-2005) gibt es nur eine Quelle für Abweichungen, und zwar die unterschiedlichen Berechnungsmethoden der potenziellen TFP. Die blaue Linie basiert auf der potenziellen TFP berechnet auf Grundlage unserer OLS-Schätzung mit den exogenen Variablen auf ihren jeweiligen Potenzialpfaden. Bei den orange-farbigen und roten Linien wurde die potenzielle TFP mit einem einfachen HP-Filter geschätzt, wobei die unterschiedlichen Pfade für den Prognosezeitraum durch das Endpunkt-Problem auch die Ist-Werte (insbesondere das Jahr 2005) beeinflussen. Die Nairu ist für alle Schätzungen im Ist-Zeitraum, nicht jedoch im Prognosezeitraum, gleich. Für die Wachstumsrate des Potenzials implizieren die obere, mittlere und untere Variante für den Zeitraum 2006-2010 eine Erhöhung des Potenzials um 2,4 % bzw. 2,3 % und 1,4 %.

Der Einfluss einer Veränderung der Nairu auf das Produktionspotenzial entspricht in etwa der Elastizität des Arbeitseinsatzes. M.a.W., eine Verringerung der Nairu um einen

Prozentpunkt erhöht das Produktionspotenzial um knapp 0,7 %. Folglich würde eine Verringerung der Nairu um 3 Prozentpunkte auf rund 5 % das Produktionspotenzial um rund 2 % erhöhen. Der Einfluss unterschiedlicher Schätzungen der totalen Faktorproduktivität ist aus zwei Gründen höher: erstens weichen die Schätzergebnisse stärker voneinander ab und zweitens geht die TFP mit dem Faktor 1 in das Produktionspotenzial ein.

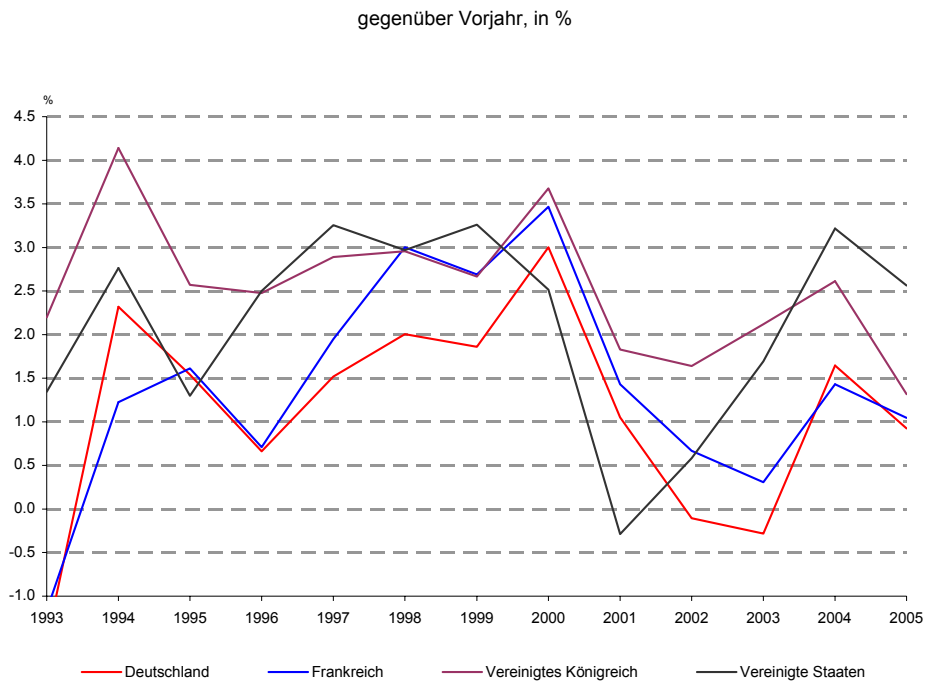
Das letztlich mangelnde Wissen über die Höhe der Nairu und die Höhe der totalen Faktorproduktivität erlauben, wie bereits die Abbildung zum Produktionspotenzial auf der Basis unterschiedlicher Berechnungen der totalen Faktorproduktivität zeigt, die Schätzung deutlich verschiedener Produktionspotenziale. Dadurch erschwert sich die Verwendung dieses theoretisch wichtigen Konzepts für wirtschaftspolitische Empfehlungen. Zwar kann aus den Schätzungen abgeleitet werden, welche Faktoren Potenzial erhöhend wirken, wie beispielsweise ein Anstieg der Investitionsquote, der positiv auf die totale Faktorproduktivität wirkt. Letztlich kann man aber bei keiner Potenzialschätzung den Anspruch auf Richtigkeit bzw. Genauigkeit erheben, so dass mehrere Schätzungen gleichzeitig zur Orientierung verwendet werden müssen. Dies allerdings erschwert nicht nur die fiskalpolitische Planung, sondern auch die Anwendung geldpolitischer Regeln, wie beispielsweise die Taylor-Regel (IMK 2006: 22ff.). Die Wirtschaftspolitik ist daher gefordert, bei ruhigen Inflationsaussichten, d.h. einer stabilitätsgerechten oder verhaltenen zugrunde liegenden Inflationsentwicklung, das Potenzial in der Praxis pragmatisch mittels einer expansiv ausgerichteten Wirtschaftspolitik (bzw. des Durchwirkenlassens einer positiven Nachfrageentwicklung) zu testen, mit dem Ziel einen virtuosen Kreis sinkender Nairu, steigender Erwerbsbeteiligungsquote, zunehmenden Produktivitätswachstums und einer Verbesserung der haushaltspolitischen Lage in Gang zu setzen. Die Lohnstückkosten sind dabei ein geeigneter Indikator für die künftige Inflationsentwicklung.

6 Das Potenzialwachstum Deutschlands

6.1 Das Potenzialwachstum Deutschlands im internationalen Vergleich

Bei einem internationalen Vergleich des Potenzials können verschiedene Größen herangezogen werden. Das Niveau des Bruttoinlandsproduktes ist ein Indikator für die relative Wirtschaftskraft eines Landes. Demgegenüber ist das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf ein Indikator für den Lebensstandard. Das Bruttoinlandsprodukt pro Stunde ist ein Indikator für die Produktivität. Die Höhe des Bruttoinlandsproduktes pro Kopf bzw. pro Stunde wird entscheidend beeinflusst durch die Erwerbsbeteiligungsquote, die Arbeitslosigkeit, die geleisteten Arbeitsstunden und die Produktivität. Dabei gibt es zwei Maße der Produktivität: die Arbeitsproduktivität (Produktion je Arbeitsstunde) und die totale Faktorproduktivität, die die Effizienz des Einsatzes der beiden Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital misst. Letztlich bestimmt die Arbeitsproduktivität die Höhe des Lebensstandards, je höher aber das TFP-Wachstum ist, desto mehr kann der Lebensstandard gesteigert werden ohne zusätzliche Kapitalinvestitionen.

Abbildung 6.1
Veränderung des Pro-Kopf[1]-Einkommens im internationalen Vergleich[2]

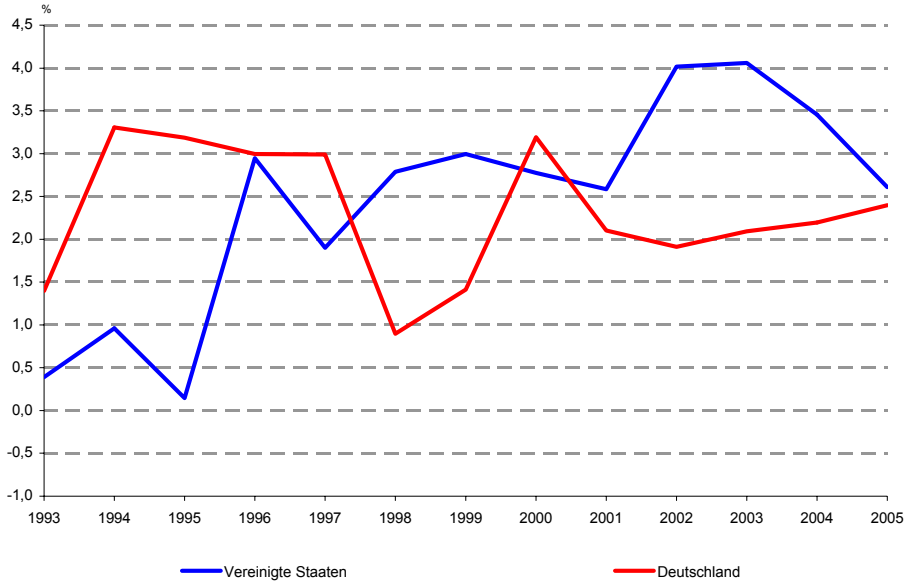


[1)] Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter. - [2)] Deutschland: Bis einschließlich 1991 Westdeutschland.

Quelle: Internationaler Währungsfonds.

Abbildung 6.2
Arbeitsproduktivität (Stunden) im internationalen Vergleich[1)]

gegenüber Vorjahr, in %



[1] Business Sector (ohne Staat und staatsnahe Dienstleistungen); Deutschland: bis einschließlich 1991 Westdeutschland.

Quellen: Statistisches Bundesamt; U.S. Department of Labor.

In den vergangenen zehn Jahren ist das deutsche Bruttoinlandsprodukt um jährlich durchschnittlich 1,3 % gewachsen, die Bevölkerung hat um 0,1 % p.a. zugenommen und die geleisteten Arbeitsstunden je Beschäftigen (Industrie und marktnahe Dienstleistungen) wurden um 0,6 % verringert (Destatis). Die entsprechenden Änderungsraten für die USA sind 3,3 %, +1,1 % und -0,2 % (BLS). Dieser Zahlenvergleich deutet bereits auf zwei entscheidende Gründe für das stärkere Wachstum in den USA hin: der Bevölkerungszuwachs und die geringere Abnahme der Arbeitszeit. Aber auch die Stundenproduktivität entwickelt sich seit 1995 in Deutschland mit durchschnittlich 2,2 % langsamer als in den USA (2,8 %), während sie zuvor deutlich stärker stieg, und zwar um durchschnittlich 3 % pro Jahr seit 1971 gegenüber 2 % in den USA. Dabei war insbesondere in den siebziger Jahren das Produktivitätswachstum in Deutschland höher als in den Vereinigten Staaten.

Ein Grund hierfür dürfte der stärkere Einfluss der neuen Informations- und Kommunikationstechnologien in den USA sein.[72] Bezogen auf die zweite Hälfte der neunziger Jahre finden Oliner/Sichel (2000) empirische Evidenz dafür, dass die Produktivitätssteigerung um

[72] Eine international vergleichende Studie kommt zu dem Schluss, dass die Zunahme der totalen Faktorproduktivität unter Ausschluss zyklischer Effekte in den Vereinigten Staaten, in Kanada, Australien und in den Skandinavischen Ländern in den 1990er Jahren um einen halben Prozentpunkt zugenommen hat, während sie in den großen Volkswirtschaften Europas und in Japan gesunken ist (Bassanini et al. 2000).

einen Prozentpunkt gegenüber der ersten Hälfte der neunziger Jahre zu zwei Drittel auf den Einsatz neuer Technologien und die technologischen Fortschritte bei der Herstellung von Computern zurückzuführen ist, und zwar zur Hälfte infolge eines verstärkten Kapitaleinsatzes und zur anderen Hälfte infolge einer stärker zunehmenden totalen Faktorproduktivität. Da der Anteil der neuen Technologien am Kapitalstock in Deutschland trotz vermehrter Investitionen noch niedriger sein dürfte als in den USA, ist mit einem Produktivitätsschub in Zukunft zu rechnen. Die Bundesbank (2002) führt als weitere Gründe für das Wachstumsgefälle zwischen den USA und Deutschland unterschiedliche Methoden der Preisbereinigung sowie hohe Abschreibungen in den USA im Zuge der kräftigen Investitionszunahme der Informations- und Technologie an. Während der erste statistische Grund mit der Einführung der neuen VGR 2005 weitgehend an Gewicht verloren haben sollte, bleibt der zweite Grund erhalten, denn die Abschreibungsquote ist seit 1995 in den USA viel stärker gestiegen als in Deutschland, trotz des Platzens der New-Economy-Blase. Da auch die Abschreibungsformeln der jeweiligen VGR unterschiedlich sind, sollte das Wachstumsgefälle beim Netto-Inlandsprodukt pro Kopf, das das verteilbares Einkommen der Volkswirtschaft darstellt und den Bevölkerungs- und Abschreibungseffekt herausrechnet, geringer ausfallen, als bei den üblichen Berechnungen auf Basis des Bruttoinlandsproduktes.

Das niedrigere Einkommen pro Kopf ist primär darauf zurückzuführen, dass in Deutschland weniger gearbeitet wird.[73] Zwei Gründe sind hierfür verantwortlich: die Arbeitszeit ist geringer und die Arbeitslosenquote höher. Demgegenüber liegt die Erwerbsbeteiligungsquote in Deutschland über der US-amerikanischen (OECD). Während die hohe Arbeitslosigkeit eindeutig eine Verschwendung von Ressourcen ist, ist dies bei der niedrigeren Arbeitszeit nicht zwangsläufig der Fall. Es ist eine Frage der Präferenzen und zwar insbesondere des Wertes, der der Freizeit von Erwerbsarbeit relativ zu materiellen Gütern zugemessen wird. Auf die Tatsache, dass das am pro-Kopf-Einkommen gemessene Lebensstandardsgefälle nicht unbedingt adäquat das Wohlfahrtsgefälle widerspiegelt, wenn es der Fall sein sollte, dass die Menschen in Deutschland Freizeit höher bewerten als diejenigen in den USA, weisen beispielsweise Blanchard (2004) und Gordon (2002) hin. Zudem steigern zwar erhöhte Ausgaben zum Schutz vor Kriminalität und jene Ausgaben, die infolge des extremeren Klimas in den Vereinigten Staaten erforderlich ist, das Bruttoinlandsprodukt dort, nicht aber die Wohlfahrt.

Auch wenn der obige Vergleich die wirtschaftliche und gesellschaftspolitische Bedeutung des Wachstumsgefälles zwischen der Bundesrepublik und den Vereinigten Staaten relativiert, so stellt sich dennoch die Frage nach den Ursachen der Wachstumsabschwächung in Deutschland sowohl absolut als auch in Relation beispielsweise zu den USA. Insbesondere ist von Bedeutung, ob es sich dabei um eine Veränderung des Potenzialwachstums handelt.

[73] Einer Schätzung zufolge arbeitet der Durchschnitts-Amerikaner allerdings in seinem Leben 40 % mehr als die durchschnittliche Person in Deutschland (bzw. auch in Frankreich und Italien; vgl. The Economist, Mirror, mirror on the wall, June 17th 2004.

6.2 Ursachen der Wachstumsabschwächung in Deutschland

Von entscheidender Bedeutung für die Wachstumsabschwächung in Deutschland dürfte die wirtschaftspolitische Reaktion auf verschiedene adverse Schocks gewesen sein. Der erste und folgenschwerste Schock in den vergangenen 15 Jahren war die deutsche Vereinigung – ein abruptes Zusammenführen der ostdeutschen Wirtschaft mit der westdeutschen vor dem Hintergrund des im Grundgesetz verankerten Grundsatzes einheitlicher Lebensbedingungen. Für die ostdeutsche Wirtschaft stellte die praktizierte Art der Vereinigung einen schwerwiegenden negativen Angebotsschock dar, für die westdeutsche zunächst einen positiven Nachfrageschock, der aber im weiteren Verlauf zum Erliegen kam.

- Der ostdeutsche Kapitalstock wurde durch die veränderten Wettbewerbsbedingungen und insbesondere die implizite drastische Aufwertung der Mark der DDR quasi über Nacht größtenteils entwertet.
- Die ostdeutschen Löhne stiegen dennoch deutlich an und verschärften so die Angebotsprobleme der ostdeutschen Wirtschaft.
- Die schubartige Nachfrage aus Ostdeutschland traf Westdeutschland in einer Phase kräftiger Expansion und bewirkte eine Überhitzung, die in der Folge mittels restriktiver Geldpolitik bekämpft wurde.
- Immense finanzielle Transfers zur Modernisierung des Kapitalstocks in Ostdeutschland und zur Einkommensunterstützung der ostdeutschen Bevölkerung belasteten die gesamtdeutschen öffentlichen Haushalte und zogen Steuererhöhung nach sich.
- Die ostdeutsche Bevölkerung wurde auch über die sozialen Sicherungssysteme subventioniert mit der Folge steigender Beitragssätze und einem entsprechend höheren Lohnkeil.

Eine Erhöhung des Lohnkeils wirkt sich zwar nicht zwangsläufig negativ auf die wirtschaftliche Entwicklung aus, und zwar dann nicht, wenn beispielsweise erhöhten Sozialbeiträgen auch erhöhte individuelle Leistungen gegenüber stehen, die so von den Beitragszahlern auch wahrgenommen wird. Im Zuge der deutschen Vereinigung war dies aber nicht der Fall, so dass der erhöhte Lohnkeil eine eindeutig negative Wirkung gehabt haben dürfte. Die Belastung der öffentlichen Haushalte durch die deutsche Vereinigung lähmte auf Dauer die makroökonomische Stabilisierungsfunktion der Fiskalpolitik, insbesondere da sie den durch den EU-Vertrag begrenzten Spielraum für öffentliche Defizite und Verschuldung verringerte und es zudem immer schwieriger wurde, einen verfassungsgemäßen Bundeshaushalt aufzustellen.

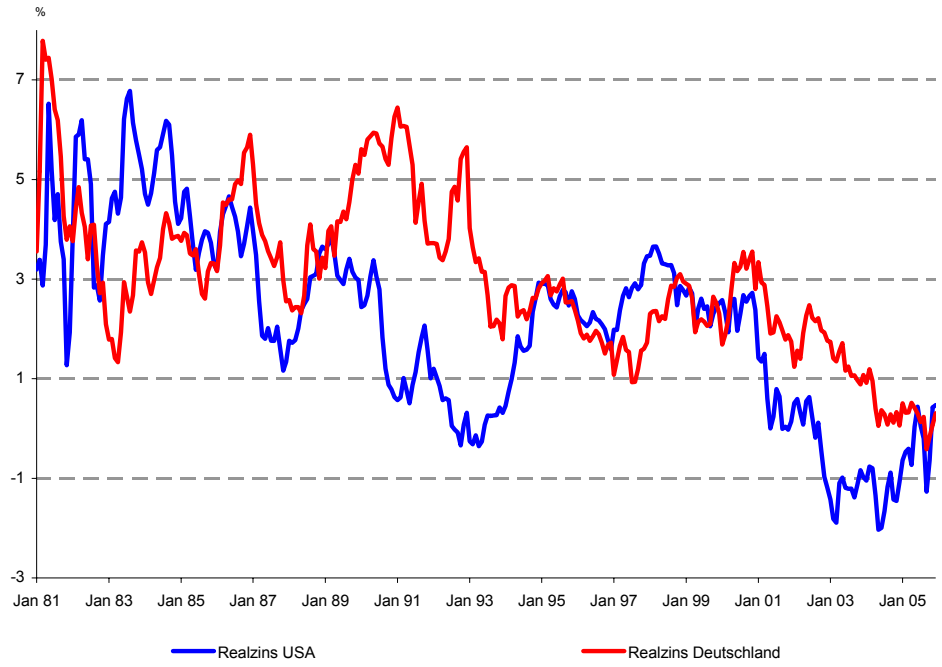
Die deutsche Vereinigung war nicht der einzige negative Schock, mit dem die deutsche Wirtschaft in den vergangenen 15 Jahren konfrontiert war. Hinzu kamen die Asienkrise 1998/99, der Ölpreisschock und der weltweite Einbruch der Börsenkurse zu Beginn des Jahrtausends, der Abbruch der US-Konjunktur 2000/2001, die Anschläge vom 11. September

und die geopolitischen Unsicherheiten in Zusammenhang mit dem Irakkrieg sowie der weitere drastische Anstieg der Ölpreise bis weit in das Jahr 2006 hinein.

Kombinierte negative Angebots- und Nachfrageschocks sind für die Wirtschaftspolitik eine besondere Herausforderung, da sie eine verlangsamte wirtschaftliche Entwicklung bei zugleich steigender Inflation hervorrufen. Die Tatsache, dass die Inflationsrate in den vergangenen fünf Jahren trotz diverser Preisschocks, die neben der Vervierfachung des Ölpreises auch die BSE-Krise und Missernten umfassten, nur geringfügig oberhalb des mittelfristigen Inflationsziels der EZB lag – in Deutschland im Mittelwert bei sogar nur 1,6 % – deutet darauf hin, dass die Geldpolitik zwar Preisstabilität wahrte, aber den Nachfrageschocks nicht offensiv genug begegnete. In Deutschland wäre wegen der schwachen Entwicklung zudem die Fiskalpolitik gefordert gewesen, auch weil hier anders als in den meisten anderen Ländern des Euroraums keine Entlastung durch im Zuge der Europäischen Währungsunion zum Teil deutlich gesunkenen Realzinsen zu verzeichnen war.

Abbildung 6.3
Kurzfristige Realzinsen[1] in Deutschland und den USA

in %

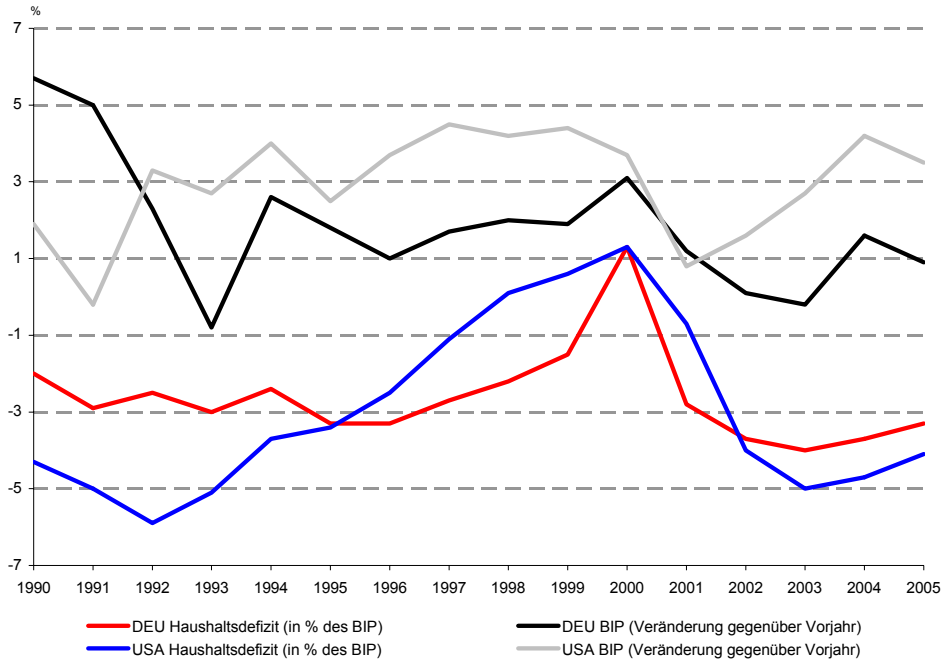


[1]Dreimonatszinsen bzw. 3-month treasury bills rate deflationiert mit dem Verbrauherpreisindex.

Quellen: Deutsche Bundesbank; Statistisches Bundesamt; Federal Reserve.

Abbildung 6.4
Saldo der öffentlichen Haushalte und Veränderung des BIP in Deutschland und den USA

in %



Quelle: Internationaler Währungsfonds.

Der Aufschwung in den USA seit der globalen Abschwächung in den Jahren 2000 und 2001 ist so auch keineswegs Ausdruck der hohen Flexibilität an den Arbeitsmärkten, sondern Resultat der ausgeprägten fiskal- und geldpolitischen Stimulierung. Während in Deutschland mit Blick auf den Stabilitäts- und Wachstumspakt eine restriktive Fiskalpolitik vorherrschte, war die Fiskalpolitik in den USA deutlich expansiv ausgerichtet. Zwar weitete sich auch das Haushaltsdefizit in % des BIP in Deutschland nennenswert aus, aber weniger infolge einer expansiven Ausrichtung, als infolge der wirtschaftlichen Abschwächung. Die Geldpolitik in den USA reagierte zügig und kräftig auf die wirtschaftliche Schwäche, im Euroraum zögerte die Zentralbank zunächst und senkte die Zinsen dann weit weniger stark.

Bereits die neunziger Jahre nach dem Vereinigungsboom und auch die achtziger Jahre nach dem zweiten Ölpreisschock waren in Deutschland durch eine lange Disinflationsphase gekennzeichnet, in der ein Aufschwung stets geldpolitisch abgebrochen wurde, die Geldpolitik über einen längeren Zeitraum restriktiv wirkte, und negativen Nachfrageschocks verhalten begegnet wurde. Entsprechend bildete sich eine erhöhte Arbeitslosigkeit anders als in den USA nicht zurück, sondern verhärtete sich. Infolge der erhöhten Arbeitslosigkeit und einer überwiegend verhaltenen Lohnentwicklung war die Einkommensentwicklung schwach, wobei die geringe Binnennachfrage, die angespannte Arbeitsmarktsituation, die fehlgeschlage-

nen Konsolidierungsversuche des Staates und die angesichts niedriger Inflationsraten relativ hohen Realzinsen den Bann eines Teufelskreises bildeten.

So beantwortet auch Solow die selbst gestellte Frage, weshalb es keine kräftigere Binnennachfrage in Deutschland gab, mit den Worten:

> "I suspect that the answer might be that monetary and fiscal policy have been excessively contractionary during the past decade." (Solow 2006: 13)

Die mangelhafte geldpolitische Reaktion auf die exogenen Schocks ist nur zum Teil auf den restriktiven Bias der EZB zurückzuführen (Arbeitskreis Konjunktur 2002). Die Geldpolitik war speziell für Deutschland zu wenig expansiv, weil hier die Inflation und der Zuwachs des Bruttoinlandsprodukts deutlich geringer ausfielen als im Durchschnitt des Euroraums. Eine ausschließlich an der deutschen Entwicklung orientierte Geldpolitik hätte noch weniger Veranlassung gehabt, die Zinsen im Jahre 2000 um insgesamt 1 ¾ Prozentpunkte anzuheben, zumal die wirtschaftliche Entwicklung bereits im dritten Quartal 2000 zum Erliegen gekommen und die Inflationsentwicklung verhalten war. Hätte die Zentralbank die Zinsen nur um einen Viertel Prozentpunkt auf 3,25 % angehoben, so hätte der Zuwachs des Bruttoinlandsproduktes im Jahre 2001 den üblichen Schätzungen zufolge[74] knapp 2 % betragen und die lang anhaltende Schwächephase hätte gegebenenfalls ohne weitere makropolitische Maßnahmen vermieden werden können. Eine derart expansive Geldpolitik wäre allerdings für den Euroraum als Ganzes nicht angemessen gewesen, weshalb in Deutschland der Fiskalpolitik die stabilitätspolitische Verantwortung oblag. Eben weil die Geldpolitik in einer Währungsunion nur auf Entwicklungen im Aggregat reagieren kann, kommt der Fiskalpolitik im Falle von Schocks, die asymmetrisch auf die einzelnen Mitgliedsländer wirken, eine besondere Rolle zu.[75]

Die Fiskalpolitik kann analog zur Geldpolitik das Niveau der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage – und damit gegebenenfalls auch das Produktionspotenzial – beeinflussen.[76] Zwar gibt es theoretische Ansätze, die die Wirkung der Fiskalpolitik auf die Gesamtnachfrage negieren, diese Effekte dürften den Einfluss der Fiskalpolitik in der Realität allerdings, wenn überhaupt, lediglich abschwächen. So besagt das Ricardianische Äquivalenzprinzip, dass eine Verschuldung des Staates den privaten Konsum entsprechend drückt, da die Konsumenten ihre Sparquote in Erwartung künftig zusätzlich zu zahlender Steuern erhöhen (Barro 1989). Der fiskalische Impuls wird zudem vermindert, wenn eine erhöhte Staatsverschuldung höhere Zinsen bewirkt und daher die privaten Investitionen bzw. auch der Konsum geringer ausfallen (Crowding-Out-Effekt). Ökonometrischen Untersuchungen zufolge sind

[74] Eine Zinsänderung um 1 Prozentpunkt zieht demnach eine entgegen gerichtete Änderung des deutschen Bruttoinlandsprodukts in Höhe von rund 0,4 Prozentpunkte nach sich (Van Els et al. 2001: 41 und 58, Hayo et al. 2004: 50). In der konkreten Situation dürfte der Effekt noch stärker gewesen sein, da ökonometrischen Untersuchungen zufolge die Geldpolitik im Abschwung stärker wirkt als im Aufschwung (Kuzin/Tober 2004, Peersman/Smets 2001, Kakes 2000).

[75] Die Tatsache, dass es keine zentralisierte europäische Fiskalpolitik gibt, erschwert demgegenüber die Schlagkraft der Fiskalpolitik im Falle symmetrischer Schocks.

[76] Allsopp/Vines (2005) liefern einen aktuellen Überblick über die makroökonomische Rolle der Fiskalpolitik in der Literatur.

diese nicht-keynesianischen Effekte in Deutschland nachrangig (Leibfritz et al. 2001). Zwei Studien des IWF ermitteln für den Durchschnitt der Industrieländer einen Ausgaben-Multiplikator von 0,6 bis 1,4 (Hemming/Mahfouz/Schimmelpfennig 2002, Hemming/Kell/Mahfouz 2002). Selbst im Falle einer steuerfinanzierten Erhöhung der staatlichen Ausgaben dürfte der Gesamteffekt auf die Nachfrageentwicklung positiv sein, da die staatlichen Mittel vollständig in die Ausgaben fließen, während die privaten Haushalte einen Teil zur Ersparnisbildung verwenden (Steuermultiplikator in obigen Studien: 0,3-0,8). Über die Ausweitung der öffentlichen Investitionen kann der Staat das Produktionspotential zudem auch direkt positiv beeinflussen. Insofern wäre die Fiskalpolitik – sieht man von den Beschränkungen des Stabilitäts- und Wachstumspaktes ab – durchaus in der Lage gewesen, die Nachfrageschwäche zu beheben.

Das deutsche Beispiel zeigt auch, dass eine Strategie der Lohnzurückhaltung in einzelnen Ländern des Euroraums gegebenenfalls nicht aufgeht, weil die Geldpolitik, die sich an der durchschnittlichen Entwicklung im Euroraum orientieren muss, nicht adäquat, d.h. entsprechend expansiv, reagieren kann.[77] Auch hier ist in einer Währungsunion die Fiskalpolitik gefordert. Analog können Realzinsdifferenziale, die regionale Konjunkturschwächen bzw. konjunkturelle Überhitzungserscheinungen fördern, in einer Währungsunion nicht geldpolitisch korrigiert werden. Die arbeitsmarktpolitischen Folgen wie auch das zwangsläufige Entstehen außenwirtschaftlicher Ungleichgewichte erfordern ein zügiges Gegensteuern der Fiskalpolitik, und zwar sowohl in der Region mit schwacher wirtschaftlicher Entwicklung als auch in jener mit überausgelasteten Kapazitäten.

Mit einem adäquaten Policy-Mix, der in der damaligen Situation in Deutschlands aus einer zurückhaltenden Lohnpolitik kombiniert mit einer expansiveren Geldpolitik und einer die Lohnpolitik honorierenden expansiven Fiskalpolitik bestanden hätte, hätte die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland deutlich kräftiger ausfallen können.[78] Angesichts einer Lohnstückkostenentwicklung von durchschnittlich 0,1 % in den Jahren 2000-2005 hätte das Wachstum jährlich mindestens 2 ½ % und damit durchschnittlich 1 ½ Prozentpunkte mehr betragen können, als tatsächlich realisiert wurde, ohne dass die Preisstabilität in Gefahr geraten wäre. Dieses Wachstum hätte um jährlich 0,1 Prozentpunkte über dem von uns berechneten Potentialwachstum gelegen, und die Arbeitslosigkeit wie auch die Nairu wären nicht gestiegen, sondern stattdessen – von dem im Jahre 2000 erreichten Niveau von 6,9 % bzw. 7,2 % aus – deutlich gesunken. Die üblichen Verfahren zur Potenzialberechnung hätten infolge des höheren tatsächlichen Wachstums ein entsprechend höheres Potenzialwachstum ausgewiesen.

[77] Zur Strategie der Lohnzurückhaltung und der Bedeutung einer begleitenden Geldpolitik, siehe Tober (1998).

[78] Eine auf Deutschland bezogene Analyse makroökonomischer Koordination findet sich in Hein et al. (2005).

Eine länger währende schwache wirtschaftliche Entwicklung, wie sie Deutschland seit dem Jahr 2000 erlebte, wirkt ihrerseits auf das Potenzial und gegebenenfalls auf das Potenzialwachstum zurück:

- Eine erhöhte Sockelarbeitslosigkeit verringert für sich genommen nur das Potenzial einer Volkswirtschaft, nicht die Zuwachsrate des Potenzials.
- Folgt auf eine Schwächephase keine überdurchschnittliche Entwicklung, so deuten die meisten ökonometrischen Schätzverfahren auf ein verlangsamtes Potenzialwachstum hin. Die Gefahr ist sodann, dass Geld- und Fiskalpolitik dieses statistische Artefakt als Grundlage ihrer Politik verwenden mit der Folge einer zu restriktiven Makropolitik und einer entsprechend verfrühten Abbremsung eines Aufschwungs.
- Eine schwächere wirtschaftliche Entwicklung impliziert auch eine geringere Investitions- und damit Innovationstätigkeit. Ein geringerer Anstieg der TFP kann die Folge sein und damit ein niedrigeres Potenzialwachstum.

Zusätzlich zu diesen Effekten langfristiger Nichtneutralität der Geldpolitik, weist die OECD auf einen weiteren hin: Länder mit langanhaltenden Phasen wirtschaftlicher Expansion weisen tendenziell steigende Erwerbsbeteiligungsquote auf (OECD 2006: 49), was gleichbedeutend mit einem steigenden Arbeitsangebot ist.

Diese Wirkungen der Makropolitik werden in der Literatur kaum thematisiert, da den meisten ökonomischen und ökonometrischen Modellen die Annahme langfristiger Neutralität zugrunde liegt. In Debatten über die Arbeitslosigkeit in Deutschland wird zumeist noch einen Schritt weiter gegangen: Nicht nur pendelt sich unabhängig von der Makropolitik langfristig ein bestimmtes wirtschaftliches Gleichgewicht ein, sondern bereits auf kürzere Sicht besteht kein makroökonomischer Handlungsbedarf außer der Gewährleistung von Preisstabilität, da sich dann Ungleichgewichte zügig selbst korrigieren. Entsprechend wird Arbeitslosigkeit nur auf überhöhte Löhne zurückgeführt und Arbeitsmarktreformen werden als Lösungsstrategie gesehen (Solow 2006: 17).

Die OECD thematisiert in ihren jüngsten Employment Outlook demgegenüber die Rolle der Makropolitik. Dies geschieht zwar im Kontext von Strukturreformen, die eine negative Produktionslücke hervorrufen; der Wirkungsmechanismus dürfte aber im Falle eine nachfrageinduzierten Produktionslücke identisch sein. Folgendes Zitat fasst eine Simulation mit unterschiedlichen Politikannahmen im Falle eines durch Strukturreformen erhöhten Potenzials zusammen:

> By construction, the impact on potential growth is basically identical under the three alternative monetary policy assumptions. However, the short-term impact is quite different. In the scenario with unchanged nominal interest rates, the output and labour market gains from reforms are slow to materialise because real interest rates rise as a negative output gap emerges causing inflation to decelerate. The output gap remains below the baseline path for five years, reinforcing deflationary pressures. Conversely, in the real-interest-rate-cut scenario output gains accrue more rapidly. Indeed, the output gap is

> above baseline during the entire simulation period. The constant-real-interest-rate scenario lies in an intermediate position between these two scenarios.
>
> (OECD 2006: 54)

Anders als im Falle einer aktiven Geldpolitik bleibt die Produktionslücke im Szenario ohne geldpolitische Reaktion über einen Zeitraum von 5 Jahren negativ. Wenig überzeugend ist dabei die in den Simulationen unterstellte Annahme, dass die Makropolitik keine Wirkung auf das Potenzial selber hat. Es ist schwer vorstellbar, dass sich Arbeitslosigkeit über einen Zeitraum von fünf Jahren nicht verhärtet – ein Zusammenhang, den die OECD auch sieht, da sie an anderer Stelle die Bedeutung einer stabilisierenden Makropolitik hervorhebt, die wirtschaftliche Schwankungen verringert und damit auch „the scope for hysteresis-type mechanisms that turn cyclical unemployment into structural unemployment" (OECD 2006b: 49). In den Simulationen wird ein Langfrist-Effekt aber – wie aus dem Zitat oben ersichtlich – per Annahme ausgeschlossen. Auch die EU-Kommission schließt langfristige Wirkungen der Geldpolitik aus und fasst diese Annahme als Bestandteil der inhärenten Logik des Nairu-Begriffs:

> Since the famous Phelps (1967) and Friedman (1968) contributions in the late 1960s a consensus has emerged that with long run flexible prices and wages, there should be no long run trade off between the rate of inflation and the rate of unemployment. Consequently, wage and price dynamics must be formulated in terms of changes in wage and price inflation. With this formulation it is assured that the unemployment rate will always return to its equilibrium value, regardless of the level of the long run (wage) inflation rate. This is the rationale behind the NAIRU concept.
>
> (Denis et al. 2006: 19)

Diese Annahme ist aber weder aus theoretischer noch aus empirischer Sicht zwangsläufig, wie beispielsweise DeGrauwe in einer Untersuchung zeigt:

> Thus we find that econometric methods that use structural VARs and econometric models produce results that are in accordance with the consensus view. This is not really surprising. These methods typically impose the long-term condition that the output effect is zero. In contrast the econometric methods that do not impose such a long run restriction, the "plain vanilla" VAR, find that in the long run (after five years) there are still significant output effects of monetary policies in most countries. Put differently, if one "allows the data to speak" the consensus view of monetary policy neutrality does not seem to hold.
>
> (De Grauwe 2006: 13)

6.3 Strukturreformen in Deutschland

Ohne Zweifel können Strukturreformen das Produktionspotenzial und gegebenenfalls auch das Potenzialwachstum erhöhen, aber auch in diesem Kontext kommt der Makropolitik eine Rolle zu, ein Zusammenhang der beispielsweise 1997 von Bean (1997) und Fischer (1997) hervorgehoben wurde und der in jüngster Zeit Unterstützung von der OECD bekam (OECD 2006). Denn Strukturreformen haben im Allgemeinen zunächst einen dämpfenden Effekt auf die wirtschaftliche Entwicklung (International Monetary Fund 2004; Duval/Elmeskov 2005).

So betonen beispielsweise Auer (2000) und OECD (2006b: 55), dass in den Ländern mit erfolgreichen Arbeitsmarktreformen in den vergangenen 2 Jahrzehnten – Österreich, Dänemark, Irland und die Niederlande – die Fiskalpolitik zugleich stimulierend wirkte.

Ferner ist zu beachten, dass nicht alle Strukturreformen zwangsläufig auch in den größeren wirtschaftspolitischen, politischen und kulturellen Zusammenhang passen. Inwieweit einzelne Strukturreformen sinnvoll sind, hängt von ihren Nebenwirkungen ab. Ein erhöhter Produktwettbewerb beispielsweise ist im Prinzip sinnvoll und kann über Effizienzgewinne und relative niedrigere Preise potenzialsteigernd wirken. Im Falle natürlicher Monopole und Produktionstätigkeiten mit nennenswerten externen Effekten ist dieses Ergebnis allerdings nicht eindeutig.

Selbst im Bereich der Arbeitslosenunterstützung, der in der Literatur und in der Diskussion stets unter dem Aspekt der Arbeitslosigkeit erhöhenden Wirkung großzügiger Unterstützungszahlungen diskutiert wird,[79] ist der Handlungsbedarf nicht eindeutig. Nicht nur kann eine reichliche Arbeitslosenunterstützung positive Nebeneffekte auf das Potenzial haben, sondern die negativen Anreizwirkungen können durch ergänzende Maßnahmen verringert werden und sie wirkt zudem stabilisierend auf die Einkommen. Letzteres kann aus gesellschaftspolitischen Gründen einen hohen Stellenwert haben und zugleich aus makroökonomischer Sicht stabilisierend wirken.[80] Demgegenüber wird die Arbeitslosenunterstützung im Allgemeinen und insbesondere in der deutschsprachigen Literatur primär unter dem Aspekt eines steigenden Reservationslohns betrachtet und es wird ein eindeutig negativer Effekt auf den Arbeitsmarkt und die wirtschaftliche Entwicklung im Allgemeinen abgeleitet. Dem steht Folgendes entgegen:

1. Aus mikroökonomischer Sicht stellt diese Glättung des Konsums nach Entlassungen eine Versicherung dar, die im allgemeinen privatwirtschaftlich nicht abzuschließen wäre (OECD 2006: 61; Gruber 1997)
2. Gesamtwirtschaftliche Effizienzgewinne können durch besseres Matching erzielt werden (Polachek/Xiang 2005) und durch Produktivitätsgewinne infolge des Anreizes Tätigkeiten mit hoher Produktivität anzustreben (Acemoglu/Shimer 1999, 2000; OECD 2006: 61)
3. Jüngere empirische Studien zeigen, dass die negative Arbeitsmarktwirkung großzügiger Arbeitslosenunterstützung durch eine Aktivierungspolitik kompensiert werden kann, insbesondere wenn diese berufliche Weiterbildung/Umschulung mit Überwachungsmaßnahmen verbindet (Bassanini/Duval 2006; OECDb 2006)

[79] Siehe beispielsweise Literatur. Für die OECD kommen ökonometrische Untersuchungen zu dem Schluss, dass eine Verringerung der Lohnersatzleistungen um 10 % die gleichgewichtige Arbeitslosenquote um 1,2 Prozentpunkte senkt und die Beschäftigungsquote um 1,7 Prozentpunkte bei Männern bzw. 3,2 Prozentpunkte bei Frauen (prime age) erhöht (OECD 2006: 59).

[80] Hierauf weist auch der Internationale Währungsfond hin, wenn auch nur am Rande (International Monetary Fund 2002: 31).

4. Eine großzügige Arbeitslosenunterstützung wirkt makroökonomisch stabilisierend eines negativen Schocks (Keynes 1930, International Monetary Fund 2002: 31)

Ebenso wenig eindeutig ist der Zusammenhang zwischen gewerkschaftlicher Aktivität und der Höhe der Arbeitslosigkeit. Seit der Pionierarbeit von Calmfors/Driffill (1988) ist bekannt, dass zentralisierte bzw. koordinierte Gewerkschaftsformen mögliche negative Externalitäten gewerkschaftlicher Tätigkeit internalisieren und daher keine Nachteile gegenüber dezentralen Lohnfindungsprozessen aufweisen; sie können allerdings darüber hinaus eine stabilisierende makroökonomische Wirkung haben – sei es durch koordinierte Lohnzurückhaltung im Aufschwung bzw. angesichts exogener Preisschocks oder durch eine gewisse Nominallohnrigidität im Abschwung. Bemerkenswert ist in diesem Zusammenhang die Schlussfolgerung der OECD nach einem Literaturüberblick im jüngsten Employment Outlook:

> "Overall, recent empirical research, including evidence provided in Bassanini and Duval (2006), suggest that high corporatism bargaining systems tend to achieve lower unemployment than do other institutional set-ups."
>
> (OECD 2006b: 86)

Demgegenüber wirken sich kollektive Lohnfindungsprozesse auf Branchenebene ohne Koordinierung auf höherer Ebene negativ auf den Arbeitsmarkt und die wirtschaftliche Entwicklung aus (Calmfors/Driffill 1988; OECD 2006b: 85).

Auch die häufig postulierte negative Arbeitsmarktwirkung des Kündigungsschutzes ist in den Daten kaum bzw. gar nicht zu finden (Bassanini/Duval 2006; OECD 2006b: 96).

6.4 Chancen und Risiken der Potenzialberechnungen

Das Grundproblem aller Potenzialberechnungen ist, dass das Wachstumspotenzial nicht direkt beobachtbar ist.[81] Ob und inwieweit die realisierte Produktion Auskunft über die Produktionsmöglichkeiten gibt, ist schwer festzustellen. Wie in den vergangenen Kapiteln gezeigt wurde, führt dies zu einer Ungenauigkeit, die eine Orientierung der Wirtschaftspolitik am gemessenen Produktionspotenzial verbieten.

Aus theoretischer Sicht ist das Wachstumspotenzial ohne Zweifel eine für die wirtschaftliche Entwicklung und auch für die Wirtschaftspolitik bedeutsame Größe. Folgt man der gängigen Definition seit Okun, so zeigt sie das Wachstum an, welches eine Volkswirtschaft ohne Stabilitätsprobleme erreichen kann. Dies ist nicht nur eine rein technische Definition, die auf begrenzten Ressourcen an Produktionsfaktoren beruht. Durch die Bedingung der Nachhaltigkeit ist die Preis- und Lohnbildung einbezogen. Also spielen auch die Wettbewerbsverhältnisse auf den Gütermärkten und die Institutionen der Lohnbildung auf dem Arbeitsmarkt eine Rolle für die Wachstumsmöglichkeiten einer Volkswirtschaft.

[81] Alle im Folgenden für das Potenzial angeführten Arguments gelten in analoger Weise auch für die Nairu, deren Berechnung eine wichtige implizite oder explizite Voraussetzung für die Ermittlung des Potenzials ist.

Damit enthält diese Größe rein theoretisch wertvolle Hinweise z.B. für die Geldpolitik, die bei einem Überschreiten oder besser noch bei einem zu erwartenden Überschreiten einerseits frühzeitig bremsen kann, um Preisstabilität zu wahren, und andererseits auch so lange warten kann, bis die nachhaltig erreichbaren Wachstumsmöglichkeiten ausgeschöpft sind. Auf der Basis einer korrekten Berechnung der Potenzialentwicklung könnte sie also gerade rechtzeitig agieren. Ferner käme der Potenzialgröße eine Rolle bei der Einschätzung der Fiskalpolitik zu. Sie könnte dazu dienen, eine konjunkturbereinigte Defizitquote zu berechnen, die anzeigt, wie hoch das strukturelle Defizit ist. Ähnliche Anwendungsfelder ergeben sich im Bereich der sozialen Sicherungssysteme und der Arbeitsmarktpolitik.

Damit der wirtschaftspolitische Nutzen der Potenzialgröße aber auch realisiert werden kann, müssen die empirischen Berechnungen eine korrekte und auch mittelfristig geltende verlässliche Orientierung geben. An der Erfüllung beider Anforderungen mangelt es. Aus empirischer Sicht ist der theoretisch wichtige Begriff des Potenzials nicht mit hinreichender Sicherheit zu fassen. Es ist selbstverständlich schwierig, eine korrekte Berechnung einer an sich nicht beobachtbaren Größe vorzunehmen. Dies geht nur auf indirekte Weise und unter Anwendung von Konzepten aus der ökonomischen Theorie und statistisch-ökonometrischer Methoden. Die Neuklassik entledigt sich des Problems auf elegante, gleichzeitig aber auch für das Potenzialkonzept tragische Weise. Im Kern ist im Rahmen dieser Ansätze die beobachtete Produktion auch immer die potenzielle, weil die Marktteilnehmer sich zu jedem Zeitpunkt in Kenntnis der systematischen ökonomischen Zusammenhänge rational verhalten und daher das Produktionsoptimum bis auf stochastische, von der Wirtschaftspolitik aber nicht nutzbare Schwankungen jederzeit realisieren. Damit ist das Beobachtungsproblem gelöst. Gleichzeitig erübrigt sich aber das Potenzialkonzept, da es keine Informationen enthält, die signifikant über die in der laufenden Produktion enthaltenen hinausgehen. Vor allem kann die Wirtschaftspolitik keinerlei zusätzlichen Nutzen aus einer derartigen Größe ziehen. Dies gilt insbesondere vor dem Hintergrund, dass die laufende Produktion nun einmal stark schwankt und insofern keine verlässliche mittelfristige Orientierung geben kann. Aus dieser theoretischen Perspektive ist die Potenzialgröße überflüssig.

Dies ist eine eher extreme Position. Die gegenwärtig dominierende makroökonomische Lehrmeinung geht, wie in Kapitel 2 dargestellt, im Einklang vor allem mit neukeynesianischen aber auch monetaristischen Theorien davon aus, dass es zu signifikanten Abweichungen zwischen der laufenden Produktion und ihrem Potenzial, sogenannten Produktionslücken, kommen kann. Diese Abweichungen werden im Gegensatz zum strukturell bestimmten Potenzial als konjunkturell interpretiert. Damit stellt sich jedoch das Beobachtungsproblem in aller Schärfe. Es wird gelöst, indem zum einen die theoretische Annahme gemacht wird, dass die konjunkturellen Abweichungen das Potenzial nicht beeinflussen. Zum zweiten werden mehr oder minder anspruchsvolle statistische Annahmen über die übliche Länge und Gestalt eines Konjunkturzyklus gemacht. Zum dritten wird zumeist unterstellt, dass die Abweichung zwischen laufender Produktion und Potenzial stationär und im Mittel Null ist. Mit diesen Voraussetzungen lässt sich mittels statistischer und ökonometrischer Verfahren eine quantifizierbare Trennung zwischen der laufenden und der um konjunkturelle sowie irregulä-

re Schwankungen bereinigten Produktionsentwicklung erreichen. Letztere wird dann als Potenzial gefasst. Tatsächlich wird mit diesen Verfahren aber lediglich ein Wachstumstrend ermittelt. Dessen Interpretation als Potenzial ist fragwürdig. Denn dies wäre nur sinnvoll, wenn die Zyklen im Schnitt tatsächlich regelmäßig wären und es zugleich einen einseitigen Anpassungsmechanismus an den Trend (und nicht umgekehrt) gäbe. Ersteres ist nicht der Fall. Jeder Konjunkturzyklus weist Besonderheiten auf. Diese Besonderheiten werden aber bei den verwendeten Verfahren automatisch dem Trend zugeordnet. Dauert eine Schwächephase – wie zwischen 2001 und 2005 geschehen – im Vergleich zu früheren Zyklen ungewöhnlich lange, schlägt sich dies automatisch in einem nach unten revidierten Wachstumstrend nieder. Umgekehrt führte das ungewöhnlich lang anhaltende hohe Wachstum in den USA seit Mitte der neunziger Jahre zu einer Aufwärtskorrektur des Trends. Da die Zahl der jeweiligen Sonderfaktoren groß ist, sind jährliche Trendkorrekturen von beachtlicher Größenordnung normal. Was für die Größe „Trend“ weitgehend unproblematisch ist, ist es nicht für einen als Potenzial interpretierten Trend. Denn die Korrekturen werden dann als Korrekturen der Wachstumsmöglichkeiten interpretiert, die, sofern sie ernst genommen werden, entsprechend veränderte Ausrichtungen der Wirtschaftspolitik nach sich ziehen, die sich ihrerseits im Folgejahr aufgrund erneuter Revisionen als fehlerhaft erweisen können. Mit anderen Worten, schon von der Konstruktion der Verfahren her bieten Potenzialberechnungen keine verlässliche Orientierung für die Wirtschaftspolitik. Es besteht insbesondere auch die Gefahr, dass eine relativ niedrige Potenzialeinschätzung zu einer sich selbst erfüllenden Prophezeiung wird, wenn sich die Wirtschaftspolitik an ihr orientiert und entsprechend geringe makroökonomische Anstrengungen zur Erhöhung der wirtschaftlichen Aktivität unternimmt bzw. einen Aufschwung frühzeitig wirtschaftspolitisch bremst.

Ein weiteres Problem besteht in dem unterstellten stabilen Anpassungsprozess der laufenden Produktion an das Potenzial, der im Rahmen der derzeit vorherrschenden Ansätze in der Stationaritätsannahme mit dem Mittelwert Null für die Produktionslücke zum Ausdruck kommt. Sie begründet einen Magnetismus, der die Potenzialgröße nach mehr oder minder kurzer Zeitspanne immer wieder in die Nähe der aktuellen Produktion bringt, so dass der unterstellte Mittelwert der Outputlücke von Null im Zeitablauf erreicht wird. Die neoklassische Hypothese, dass die aktuelle Produktion bereits alle relevanten Informationen enthält, kommt gleichsam durch die Hintertür zurück. Dies ist nicht nur aus theoretischer Sicht strittig, weil damit die Möglichkeit langfristiger Ungleichgewichte von vorne herein ausgeschlossen wird. Es entsteht zudem die Gefahr von Fehlinterpretationen der Ergebnisse. Wenn die geringe absolute Größe der Produktionslücke, die sich unter dieser Annahme zwangsläufig ergibt, als Indiz für einen geringen Spielraum für stabilitätspolitische Maßnahmen gesehen wird, ist dies eine falsche Schlussfolgerung. Denn genau dieses Ergebnis ist bereits durch diese Art der Stationaritätsannahme determiniert, und ist keine neue Erkenntnis, die sich aus der Datenlage ergibt. Diese Verfahren sind folglich auch nicht geeignet, der Wirtschaftspolitik Hinweise für die Konjunktur stabilisierende Maßnahmen zu geben. Letztlich liefern sie also weder Erkenntnisse über das Wachstumspotenzial noch über die Konjunkturlage.

Die Schwächen dieser Klasse von Verfahren sind seit längerem bekannt. Sie werden dennoch nach wie vor angewendet. Allerdings hat es auch, wie in den vorangegangenen Kapiteln erläutert, zahlreiche Weiterentwicklungen gegeben. Die Interpretation neuerer keynesianischer Ansätze, die die Anpassung des Potenzials an die laufende Produktion mit Hysterese Argumenten begründet, führt allerdings nicht wirklich weiter. Zwar wird damit zu recht unterstellt, dass Abweichungen vom Potenzial das Potenzial selbst verändern können. Wenn man dies jedoch unterstellt, ist die Aussagekraft sowohl der Produktionslücke als auch die der Potenzialgröße erheblich gemindert, da die strikte Trennung zwischen laufender Produktion und Potenzial verschwindet. Anders als in der Neuklassik ist dies aber nicht der Fall, weil die laufende Produktion schon das Optimum ist, sondern weil weder die laufende Produktion noch das errechnete Potenzial, das eben durch die laufende Produktion verzerrt ist, ein Optimum darstellen. Insbesondere besteht die Möglichkeit, dass eine expansive Makropolitik in diesem Fall hysterestische Effekte in die andere Richtung auslöst und damit das Potenzial einem höheren aktuellen Bruttoinlandsprodukt folgt. Eine Aussage über das eigentliche Potenzial im Okunschen Sinne ist folglich nicht möglich und damit verliert das gesamte Konzept an Sinn. Auch ist eine Inflationserhöhung im Zuge einer „positiven“ Hysterese nicht zwangsläufig. Zwar geht von der Integration Langzeitarbeitsloser für sich genommen ein vorübergehender Inflationsimpuls aus. Zugleich erhöht sich in einem konjunkturellen Aufschwung aber die Produktivitätsentwicklung und lohndämpfende Effekte gehen von einer steigenden Erwerbsbeteiligungsquote aus.

Die restriktive Annahme der Stationarität kann dadurch sinnvoll erweitert werden, dass der Mittelwert der weiterhin als stationär unterstellten Produktionslücke nicht auf Null beschränkt wird, sondern sich als Ergebnis der Schätzung ergibt. Auf diese Weise sind auch längerfristige Ungleichgewichte möglich. Dies ist konzeptionell ein erheblicher Fortschritt, der, wie die für diese Arbeit durchgeführten Schätzungen zeigen, durchaus interessante, weil langfristige Ungleichgewichte anzeigende Ergebnisse zur Folge haben. Damit ist klar, dass die Anpassungsstabilität des wirtschaftlichen Systems bisher in den meisten Ansätzen als zu optimistisch angesehen wurde. Nimmt man die neueren Schätzergebnisse als Maßstab wurde folglich der Spielraum für Stabilisierungspolitik tendenziell unterschätzt. Gegenüber den rein statistischen Methoden haben modernere Schätzungen zudem den Vorteil, dass sie die Inflation und Lohnentwicklung berücksichtigen, und in unserem Fall auch noch den Einfluss geldpolitischer Variablen und weiterer exogener Größen, die eine um wesentliche ökonomische Zusammenhänge erweiterte Schätzung des Potenzials ermöglichen.

Es zeigt sich jedoch auch, dass die Ergebnisse trotz dieser inhaltlichen Anreicherung und der beträchtlichen Erweiterung der ursprünglichen Ansätze nach wie vor zu volatil sind, um eine verlässliche Grundlage für die Wirtschaftspolitik zu liefern. Dies mag zum einen an den verwendeten Filterverfahren und den Irregularitäten der Zyklen liegen. Im Falle Deutschlands kommt hinzu, dass die Datenbasis selbst – durch die deutsche Vereinigung und die Herausbildung des europäischen Binnenmarktes mit einer Währungsunion – sehr ausgeprägten Strukturbrüchen ausgesetzt war. Es spricht beispielsweise der Vergleich mit ähnlichen Schätzungen für den Euroraum dafür, dass die Qualität der Ergebnisse hierunter leidet.

Dennoch sind die derzeit verwendeten Methoden zur Potenzialbestimmung trotz aller Verbesserungen gerade in jüngster Zeit generell nicht in der Lage, der Wirtschaftpolitik eine mittelfristige Orientierung zu bieten. Im Grunde geben die allgemein verwendeten Methoden nur eine Antwort auf die Frage, ob das aktuelle Wachstum dem Wachstum entspricht, das unter den Annahmen einer üblichen Zykluslänge und einer üblichen Entwicklung sämtlicher Einflussfaktoren auf die wirtschaftliche Entwicklung zu erwarten wäre. Dies mag Erkenntnisse liefern, reicht aber für die Begründung einer wirtschaftpolitischen Ausrichtung nicht aus. Offensichtlich können alle Schätzungen das grundlegende Problem eines prinzipiell unbeobachtbaren Potenzials nicht überwinden. Dessen Größe hängt schließlich auch von komplexen endogenen Zusammenhängen ab. Steigt zum Beispiel die laufende Produktion über einen längeren Zeitraum an, wird dies unter anderem mit einer zunehmenden Produktivität und Erwerbsneigung einhergehen. Auch der Anstieg dieser Größen erhöht für sich genommen das Potenzial. Sie sind Bestandteil eines vor allem in den USA seit Mitte der neunziger Jahre zu beobachtenden „virtuous circle“ sich selbst verstärkender Wachstumseffekte, die von den Potenzialschätzungen nicht erfasst wurden und aufgrund ihrer Komplexität mit den existierenden Methoden auch nicht erfasst werden können.

Dies wirft für die aktuelle Wirtschaftspolitik gravierende Probleme auf. Denn es wäre wichtig über ein empirisch belastbares Potenzialkonzept entsprechend der Okunschen Definition zu verfügen, da es nun einmal Überhitzungs- und Unterkühlungsphasen in einer Volkswirtschaft geben kann, die eine stabilitätspolitische Reaktion der Wirtschaftspolitik erfordern.

Dies betrifft vor allem die Geldpolitik, die sich nicht an einem Potenzialpfad zur Beurteilung der Geldmengenentwicklung oder auch für ihre Inflationsprognose orientieren kann. Hier sollte man sich, wie es die EZB im Zuge ihrer Analysen, weniger allerdings in ihren geldpolitischen Entscheidungen, auch macht, eher an Indikatoren wie der Lohnstückkostenentwicklung orientieren, die frühzeitig Gefahren für die Preisstabilität nach beiden Richtungen signalisieren. Denn Inflation bzw. Disinflation sind immer ein Indiz dafür, dass Wachstumspotenziale der Wirtschaft über- oder unterausgelastet sind, auch wenn man die genaue Größe der Produktionslücke nicht kennt. Allerdings ist auch hier Vorsicht geboten: Selbst wenn es in einem Aufschwung zu einer vorübergehenden Inflationserhöhung kommt, ist dies nicht zwangsläufig ein Grund für eine makropolitische Bremsung. Es kann eine temporäre Entwicklung sein, die durch die steigende Qualifikation der Langzeitarbeitslosen und die Anpassung des Kapitalstocks an das erhöhte Arbeitsangebot (positive Hysterese und höhere Erwerbsbeteiligung) relativ schnell zum Erliegen kommt. Auch die Finanzpolitik, insbesondere die europäische Finanzpolitik, ist von der mangelnden emirischen Fassbarkeit des Potenzials betroffen. Denn ECOFIN rekurriert auf Empfehlung der EU-Kommission gemäß dem Stabilitäts- und Wachstumspakt immer wieder auf die Reduzierung struktureller Defizite, zu deren Berechnung zwangsläufig eine Vorstellung über das Wachstumspotenzial erforderlich ist. Eine stärkere Orientierung an längerfristigen Ausgabenpfaden würde diese Probleme erheblich mindern. Als Fazit bleibt: Angesichts der ungelösten Schwierigkeiten ein

belastbares Wachstumspotenzial empirisch zu ermitteln, muss die Wirtschaftspolitik lernen, ihre Ziele ohne eine solche Größe zu erreichen.

7 Anhänge

Anhang I:

Anleitungen zur Schätzung des Produktionspotenzials

Im Folgenden werden drei Schätzverfahren Schritt für Schritt beschrieben: die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, der HP-Filter und der multivariate HP-Filter. Der in diesem Gutachten verwendete multivariate Kalman-Filter mit exogenen Variablen wird nicht in Anleitungsform dargestellt, da er nicht mit den gängigen Programmen Excel oder Eviews zu realisieren ist.

Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

Als Quelle der erforderlichen Daten bietet sich, sofern nicht anders gekennzeichnet, das Statistische Bundesamt an, im Falle des Euroraums das Area Wide Model (AWM, Elvira.Rosati@ecb.int)

Tabelle 7.1
Datenbeschreibung für Deutschland und EWU-12

Deutschland	Kürzel	Einheit	Quelle
Erwerbstätige	de_et	Tausend Personen	
Geleistete Stunden der Erwerbstätigen	de_hwet	Mio. Stunden	
Bruttoinlandsprodukt, real	de_gdp00	Mrd. €-2000	Destatis: Fachserie 18, Reihe 1.3 (VGR, saisonbereinigte Vierteljahresergebnisse)
Arbeitnehmerentgelte	de_coe	Mrd. €	
Bruttoinlandsprodukt, nominal	de_gdp	Mrd. €	
Abhängig Beschäftigte	de_ee	Tausend Personen	
Geleistete Arbeitsstunden der abhängig Beschäftigten	de_hwee	Mio. Stunden	
Kapitalstosck (AMECO)	de_k	Mrd. €-1995	AMECO (Jahresdaten quartalisiert)
NAWRU (AMECO)	de_nawru	%	AMECO (Jahresdaten quartalisiert)
Standardisierte Arbeitslosenquote (Eurostat)	de_ur	%	Eurostat
Euroraum	**Kürzel**	**Einheit**	**Quelle**
Bruttoinlandsprodukt, real	YER	Mio. €-1995	
Bruttoinlandsprodukt, nominal	YEN	Mio. €	
Arbeitnehmerentgelte	WIN	Mio. €	
Erwerbspersonen	LFN	Tausend Personen	AWM-Datenbank
Arbeitslosenquote	URX	%	
Nairu	URT	%	
Kapitalstock	KSR	Mio. €-1995	

Geschätzt wird folgende Cobb-Douglas-Produktionsfunktion:

(A.1) $Y^*_t = A^*_t L^{*\alpha}_t \cdot K^{*1-\alpha}_t$ bzw. In Logarithmen: $y^*_t = a^*_t + \alpha l^*_t + (1-\alpha)k^*_t$

mit Y^* als Produktionspotenzial, α als partielle Elastizität der Produktion hinsichtlich des Einsatzfaktors Arbeit, A^*_t als potenzielle totale Faktorproduktivität, L^*_t als potenziell geleis-

tete Arbeitsstunden (Deutschland) bzw. das inflationsstabile Erwerbstätigenpotenzial und K_t^* als Kapitalstock.

Die potenziellen Erwerbspersonen, die zur Bestimmung des inflationsstabilen Erwerbstätigenpotenzials benötigt wird, werden meistens an Hand von einem HP-Filter gewonnen: ewp^*_t = HP($Erwerbspersonen_t$). Die potenzielle Arbeitszeit (H^*) wird zumeist ebenfalls mit einem HP-Filter aus der Reihe der tatsächlichen Arbeitszeit geschätzt.

Das **inflationsstabile Erwerbstätigenpotenzial (L_t^*)** wird errechnet, indem die potenziellen Erwerbspersonen mit (1-Nairu) multipliziert werden. Die potenziellen Arbeitsstunden (Deutschland) werden errechnet, indem das inflationsstabile Erwerbstätigenpotenzial mit der potenziellen Arbeitszeit multipliziert wird.

Die **Nairu**, die zur Bestimmung des inflationsstabilen Erwerbstätigenpotenzials benötigt wird, kann mithilfe eines Filters geschätzt werden, für Simulationszwecke aber auch gesetzt werden. Die von uns bevorzugte Berechnung der Nairu mit dem Kalman-Filter ist kompliziert. Es ist zu empfehlen eine Nairu-Datenreihe einer internationalen Organisation zu verwenden.

Der Koeffizient α wird üblicherweise nicht geschätzt, sondern gesetzt, und zwar als durchschnittliche Lohnquote über den betrachteten Zeitraum. Berechnet werden muss in diesem Fall der Mittelwert der Arbeitnehmerentgelte/nominales Bruttoinlandsprodukt multipliziert mit einem Korrekturfaktor über den betrachteten Zeitraum. Beispielsweise ergibt sich für den Zeitraum 1970-2003 für den Euroraum eine Lohnquote von 0,54; für Deutschland für den Zeitraum 1991-1995 eine Lohnquote von 0,53 (der Korrekturfaktor wird gleich der Relation zum Arbeitsvolumen der Erwerbstätigkeit zu dem der Arbeitnehmer gesetzt und beträgt im Schnitt 1,18).

Der potenzielle Kapitalstock wird üblicherweise gleich dem tatsächlichen Kapitalstock betrachtet: $K^*_t = K_t$. Die Überlegung dahinter ist, dass der physische Kapitalstock gemessen wird und dieser zu 100 % nutzbar ist. Jährliche Daten zum Kapitalstock Deutschlands finden sich in der AMECO-Datenbank, ab 1960 für Westdeutschland und ab 1991 für Deutschland insgesamt. Seit August 2006 stellt auch das Statistische Bundesamt eine aktuelle und vollständige Kapitalstockreihe zur Verfügung.

Alle vorhandenen Zeitreihen logarithmieren: Y_t, L_t, L^*_t und K^*_t.

Die logarithmierte **totale Faktorproduktivität bzw. das Solow-Residuum (a_t)** wird nun ermittelt, indem die Produktionsfunktion nach a_t aufgelöst wird, wobei statt der inflationsstabilen Erwerbstätigen die tatsächlichen Erwerbstätigen und statt des Produktionspotenzials das tatsächliche Bruttoinlandsprodukt eingesetzt werden (k_t ist annahmegemäß gleich k^*_t):

$$\hat{a}_t = y_t - \alpha l_t - (1-\alpha)k_t$$

Die **potenzielle** totale Faktorproduktivität **(a^*_t)** wird dann üblicherweise mit einem HP-Filter (1600) approximiert.

Durch Einfügen der in den oberen Schritten ermittelten Variablen (a^*_t, l^*_t und k^*_t) in die Produktionsfunktion (A1) erhält man eine Zeitreihe für das Produktionspotenzial über den betrachteten Zeitraum.

Für die Projektion des Produktionspotenzials müssen die Reihen Kapitalstock (K^*_t), inflationsstabile Erwerbspersonen (L^*_t), und totale Faktorproduktivität (A^*_t), fortgeschrieben werden. Üblicherweise geschieht dies wie folgt: Der Kapitalstock wird mit den (erwarteten) Nettoinvestitionen fortgeschrieben. Die inflationsstabilen Erwerbstätigen werden durch eine Fortschreibung der Erwerbspersonen (Trend) und der Nairu (kompliziert) projiziert. Für die totale Faktorproduktivität wird der zuletzt gemessene Potenzialwert eingesetzt.(für die Verfahrensweise des IMK siehe Kapitel 5)

Abbildung 7.1
Technischer Fortschritt (A_t) in der EU12 gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

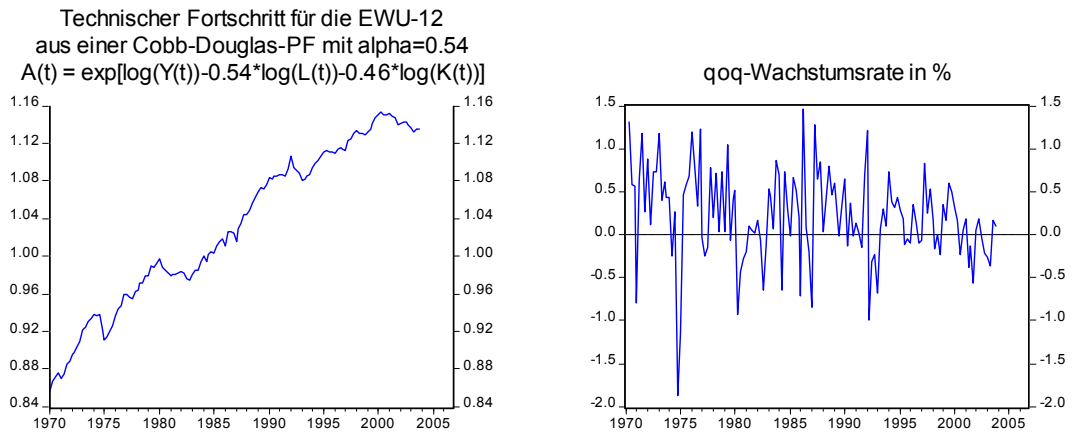


Abbildung 7.2
Technischer Fortschritt in Deutschland gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

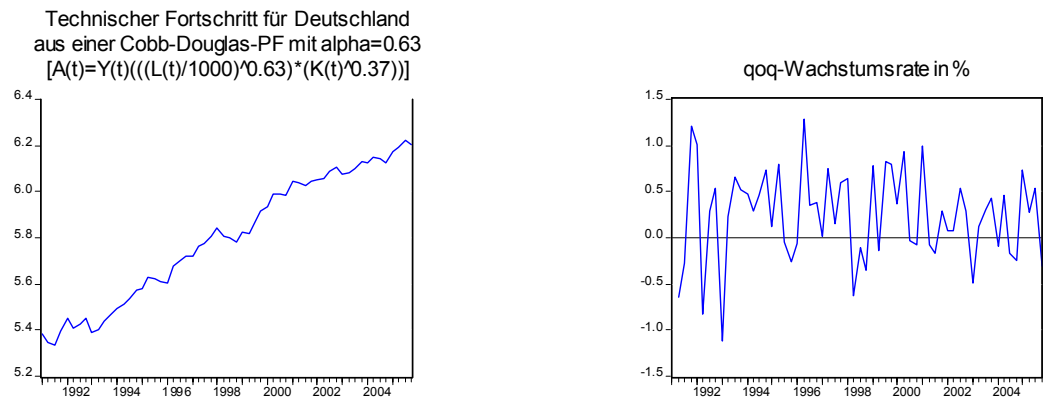


Abbildung 7.3
Produktionspotenzial und Produktionslücke in der EWU-12 gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

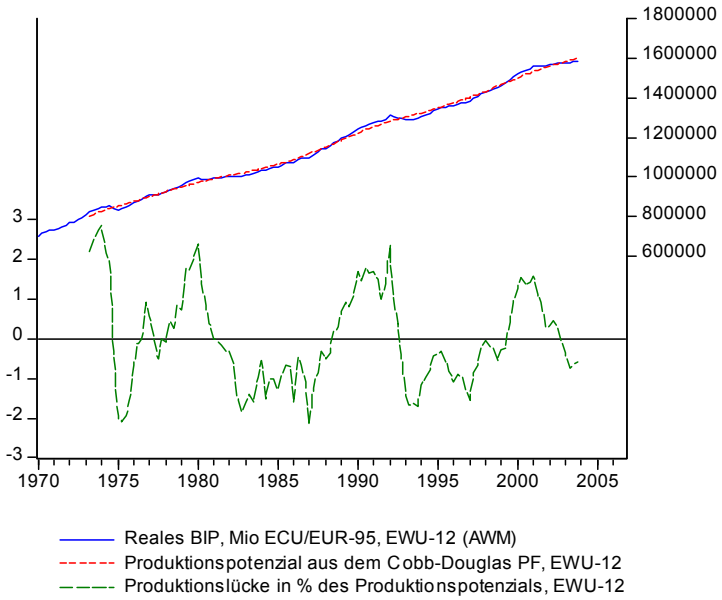
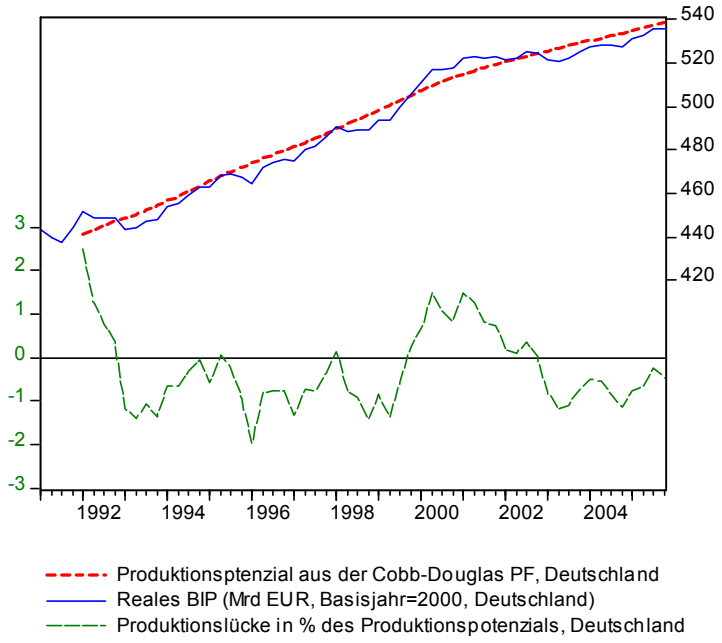


Abbildung 7.4
Produktionspotenzial und Produktionslücke in Deutschland gemäß der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion



HP-Filter

Der auf Hodrick und Prescott (1997) zurückgehende HP-Filter ermöglicht es, eine Zeitreihe in eine nicht-stationäre und eine stationäre Komponente zu zerlegen. Dabei werden gelegentlich auch die Begriffe „permanente Komponente“ (für den nicht-stationären Teil) und „transitorische Komponente“ (für den stationären Teil) verwendet. Der Pfad der nicht-stationären Komponente wird geglättet, wobei die gewichteten zweiten Differenzen des nicht-stationären Teils als Glattheitsmaß verwendet werden. Zusätzlich wird festgelegt, dass die stationäre Komponente über den untersuchten Bereich im Mittel verschwindet. Es lässt sich zeigen, dass die permanente Komponente damit einem gleitenden Durchschnitt mit unendlich zurückreichenden Gewichten entspricht. Da jedoch nur endliche Zeitreihen beobachtbar sind, entsteht ein Endwertproblem, das die Ergebnisse der Filterung am Anfang und am Ende des betrachteten Zeitraums verzerrt. Dieses Endwertproblem kann durch Verlängerungen der Zeitreihen mittels Prognosen behoben werden. Um die Prognosen zu berechnen, muss der betrachteten Zeitreihe allerdings ein Prozess angepasst werden, so dass der oben erwähnte Vorteil, zumindest teilweise, aufgehoben wird. Überdies konvergiert die transitorische Komponente am Ende des (prognostizierten) Beobachtungszeitraums gegen Null (soll der angepasste Prozess die üblichen Stabilitätsbedingungen erfüllen), wodurch es bei Erhalt neuer Datenpunkte zu erheblichen Revisionen kommen kann.

Die nicht-stationäre Komponente der Zeitreihe des Bruttoinlandsproduktes kann als Produktionspotenzial (nachfolgend mit y^* bezeichnet) interpretiert werden. Die transitorische Komponente, die Differenz zwischen der tatsächlichen, beobachteten Produktion (nachfolgend mit y bezeichnet) und der permanenten Komponente entspricht dann der Produktionslücke (nachfolgend mit ygap bezeichnet). Der Parameter λ wird ist der sogenannte Strafterm, mit dessen Hilfe die Glättung von y_t kontrolliert wird. Dabei ist zu beachten, dass y^*_t für $\lambda \rightarrow \infty$ einem linearen Trend und für $\lambda \rightarrow 0$ der beobachteten Reihe entspricht. In der Regel werden folgende Werte in Abhängigkeit von der Datenfrequenz verwendet; allerdings gibt es hierzu eine breite Literatur und es herrscht keine Einigkeit über die hier angegeben Werte: Jahresdaten $\lambda = 100$, Quartalsdaten $\lambda = 1600$ Monatsdaten $\lambda = 14440$.

Die meisten ökonometrischen Programmpakete enthalten den HP-Filter standardmäßig. Die Anwendung des HP-Filters ist verhältnismäßig einfach und wird hier anhand der Software EViews dargestellt:

1. Programm starten und unter File/Open/Workfile eine Datei öffnen, die das Bruttoinlandsprodukt enthält.
2. Es öffnet sich ein neues Fenster, das die zur Verfügung stehenden Datensätze anzeigt. Die zur Filterung vorgesehene Reihe kann mit Doppelklicken der linken Maustaste geöffnet werden. In einem weiteren Fenster werden nun die Daten (Spreadsheet) angezeigt.[82]

[82] Hierbei ist zu beachten, dass die Daten bereits saisonbereinigt sein sollten, da der HP-Filter nicht zwischen Saison- und Konjunkturschwankungen unterscheiden kann.

3. In diesem Fenster wird unter Procs/HP Filter der HP-Filter aufgerufen. Die zu filternde Reihe kann benannt (EViews vergibt auch standardmäßig einen Namen) und der Glättungsparameter λ entsprechend der Frequenz der vorliegenden Daten oder nach anderen Kriterien eingegeben werden. In EViews 5 wird auch automatisch die transitorische Reihe als Zeitreihe gespeichert.
4. EViews errechnet dann den HP-Filter und bildet die permanente Komponente gemeinsam mit der tatsächlichen Reihe in einer Graphik ab.
5. Wird die Graphik geschlossen, speichert Eviews die permanente Komponente; im Ausgangsfenster ist diese Reihe unter ihrem entsprechenden Namen wieder abrufbar.
6. Zur Ermittlung der transitorischen Komponente muss bei EViews 4 in die Befehlszeile folgender Befehl eingegeben werden:

   Genr *„Variablenbezeichnung“=“Ausgangsreihe“ – „permanente Komponente“*. Falls man mit EViews 5 arbeitet braucht man nur die Zeitreihe, die man in Schritt i-ii) benannt hat, aufzurufen.

Anpassung eines ARIMA-Modells

Das oben erwähnte Endwertproblem kann durch Verlängerung der Zeitreihe mittels optimaler Prognosen ansatzweise behoben werden. Als optimale Prognose bezeichnet man den bedingten Erwartungswert. Um den bedingten Erwartungswert bilden zu können, ist es notwendig, der untersuchten Zeitreihe einen Prozess anzupassen. Dazu bietet sich folgendes Vorgehen an:

Untersuchung der vorliegenden Daten auf Stationarität bzw. Nichtstationarität mit einem unit-root-test: Öffnen der Datei, Doppelklick auf die gewünschte Datenreihe, unter *View/Unit Root* Test können verschiedene Tests ausgewählt werden. Häufig wird der Augmented Dickey Fuller Test (ADF) verwendet. Hierbei ist besonders auf die Spezifikation des Modells zu achten, für das getestet werden soll, d.h. ob der Test mit oder ohne Trend und / oder Konstante durchgeführt werden soll.

Ist der Integrationsgrad der Zeitreihe bestimmt, kann mit dem üblichen Vorgehen ein ARIMA-Modell angepasst werden.[83] Beispielsweise ist ein ARIMA (1,1,1) ein Prozess der Form:

(A.2) $$(1-\alpha L)(1-L)y_t = \delta + (1-\beta L)\varepsilon_t$$

L bezeichnet den Lag-Operator.

Der entsprechende Eviews-Befehl lautet:

ls d(y) c ar(1) ma(1).

Dabei ist der Operator d(.) der Differenzenoperator.

[83] Siehe dazu bspw. Hamilton, J. (1998), Kirchgässner und Wolters (2005)

Ist das Modell spezifiziert und entsprechend den üblichen Kriterien für gut befunden worden, wird durch Klicken auf den Button „Forecast“ die optimale Prognose berechnet.

EViews lässt dem Benutzer die Wahl zwischen der Prognose für die differenzierten Daten oder der Prognose für die Niveaudaten.

Die Prognose wird (zuerst graphisch) in einem neuen Fenster angezeigt. Unter *View/Spreadsheet* werden die entsprechenden Daten der Prognose angezeigt. Die prognostizierten Daten können durch Copy-Paste in den Spreadsheet der Ausgangsreihe eingegeben werden. Als Faustregel gilt, dass acht prognostizierte Werte zur Beseitigung des Endwertproblems ausreichend sind (für Quartalsdaten demnach zwei Jahre). Auf die so verlängerte Zeitreihe kann jetzt der HP-Filter (wie unter 3. beschrieben) angewendet werden.

Multivariater HP-Filter

Der multivariate Hodrick-Prescott-Filter (MVHP) kann nicht ohne Aufwand mit den herkömmlichen ökonometrischen Programmen wie Eviews und RATS angewendet werden, da letztere kein entsprechendes Programm beinhalten. Im Folgenden wird ein vom IMK geschriebenes Programm für Eviews präsentiert und es werden die Schritte zur Schätzung mit dem MVHP-Filter auf der Grundlage dieses Programms erläutert.

Zur Schätzung mit dem MVHP-Filter muss eine Gewichtungsmatrix erstellt werden, die von der Spezifikation der Phillipskurve, der HP-Parameter und der Länge des Beobachtungszeitraums abhängt. Die hier aufgeführten Schritte sind an Stamfort (2005) angelehnt, der die Gewichtungsmatrix des univariaten HP herleitet. Ausgangspunkt sind die Minimierungsansätze beider HP-Filter (alle Großbuchstaben sind Matrizen):

Univariater HP-Filter:

$$\mathrm{Min}_{t=0\ldots T+1}\ \Sigma_{t=T}\ \{\ (u_t - u^*_t)^2 + \lambda^*(\ u^*_{t+1} - 2\ u^*_t + u^*_{t-1})^2\ \}$$

Dieser Minimierungsansatz wird gelöst (allerdings vollständig nur für t=3…T-2; für t=1,2,T-1 und T werden einige Terme weggelassen), indem die Zielfunktion nach u^*_t abgeleitet wird:

$$0 = -2(u_t - u^*_t) + 2\lambda(u^*_{t+2} - 2\ u^*_{t+1} + u^*_t) - 4\lambda(u^*_{t+1} - 2\ u^*_t + u^*_{t-1}) + 2\lambda(u^*_t - 2\ u^*_{t-1} + u^*_{t--2})$$

In Matrix-Form ist obige Gleichung äquivalent mit

$$U = \mathrm{HPMat}(\lambda,T)\ U^*,$$

wobei U bzw. U^* zwei Spalten-Vektoren sind, die die Werte der Arbeitslosenquote bzw. der Nairu beinhalten.

Um die Nairu-Zeitreihe zu berechnen, muss die obige Matrix HPMat(λ,T) invertiert werden, was in allen Standard-Programmen, z.B. EViews, mit minimalem Programmierungsaufwand zu realisieren ist. Die invertierte Matrix ist:

$$U^* = \mathrm{HPMat}^{-1}(\lambda,T)\ U$$

Multivariater HP-Filter :

$$\mathrm{Min}_{t=0\ldots T+1}\ \Sigma_{t=T}\ \{\ (u_t - u^*_t)^2 + \lambda^*(\ u^*_{t+1} - 2\ u^*_t + u^*_{t-1})^2\ +\ \lambda_2(y_t - \alpha(u_t - u^*_t) - \beta X_t)^2\}$$

wobei $y_t - \alpha(u_t - u^*_t) - \beta X_t$ die (geschätzten) Residuen einer vordefinierten Phillipskurve sind.[84]

Dieser Minimierungsansatz wird analog zum univariaten Fall gelöst:

$$0 = -2(u_t - u^*_t) + 2\lambda(u^*_{t+2} - 2\ u^*_{t+1} + u^*_t) - 4\lambda(u^*_{t+1} - 2\ u^*_t + u^*_{t-1}) + 2\lambda(u^*_t - 2\ u^*_{t-1} + u^*_{t--2})$$
$$+ 2\alpha\lambda_2(y_t - \beta X_t) - 2\alpha^2\lambda_2(u_t - u^*_t)$$

Dies kann wie folgt vereinfacht werden:

$$0 = -\ (u_t - u^*_t) + \lambda(u^*_{t+2} - 2\ u^*_{t+1} + u^*_t) - 2\lambda(u^*_{t+1} - 2\ u^*_t + u^*_{t-1}) + \lambda(u^*_t - 2\ u^*_{t-1} + u^*_{t--2})$$
$$+ \alpha\lambda_2(y_t - \beta X_t) - \alpha^2\lambda_2(u_t - u^*_t)$$

Der multivariate Fall in Matrix-Form ist etwas komplizierter als der univariate Fall. Es folgt:

$$U = \mathrm{HPMat}(\lambda,T)\ U^* +\ \alpha\lambda_2(Y - \beta X) - \alpha^2\lambda_2(U - U^*)$$

$$\Rightarrow (1+\alpha^2\lambda_2)U - \alpha\lambda_2(Y - \beta X) = (\mathrm{HPMat}(\lambda,T) + \alpha^2\lambda_2 I)\ U^* \text{ (mit I = Identitätsmatrix).}$$

$$\Rightarrow U^* =\ \ [(\mathrm{HPMat}(\lambda,T) + \alpha^2\lambda_2 I)]^{-1}\ \ [(1+\alpha^2\lambda_2)U - \alpha\lambda_2(Y - \beta X)]$$

$$\Rightarrow U^* =\ \ [\mathrm{HPMat}\mathbf{M}(\lambda,\lambda_2,\alpha^2,T)]^{-1}\ \ [(1+\alpha^2\lambda_2)U - \alpha\lambda_2(Y - \beta X)]$$

Die letzte Formel wird mit dem unten stehenden EViews-Programm berechnet. Dabei müssen mehrere Parameter eingeben werden:

λ und λ_2 — HP-Glätteparameter

T — Anzahl der Beobachtungen

α und β — die geschätzten Koeffizienten der Phillipskurve

Für diese Formel sind die geschätzten Phillips-Koeffizienten zunächst exogenen. Sie sollen aber endogenisiert werden, was durch folgende Schleifen (bezeichnet mit i) erreicht wird:

1. Schritt: Die ersten Werte der Nairu werden mit dem univariaten HP-Filter berechnet:

$$U_{i=0}^* = \mathrm{HPMat}^{-1}(\lambda,T)\ U.$$

2. Schritt: Mit dieser ersten Nairu-Reihe wird die Phillipskurve geschätzt. Daraus ergeben sich die Startwerte für die Koeffizienten der Phillipskurve ($\alpha_{i=0}$ und $\beta_{i=0}$).

3. Schritt: Auf dieser Basis erfolgt die erste multivariate Schätzung der Nairu:

$$U_{i=1}^* =\ \ [(\mathrm{HPMat}(\lambda,T) + \alpha_{i=0}{}^2\lambda_2 I)]^{-1}\ \ [(1+\alpha_{i=0}{}^2\lambda_2)U - \alpha_{i=0}\lambda_2(Y - \beta_{i=0}X)]$$

Der 2. Schritt wird nun wiederholt und die Phillipskurve mit dieser neuen Nairu-Reihe geschätzt. Die Schleife zwischen Schritt 3 und Schritt 2 wird abgebrochen, wenn ein bestimmtes Konvergenzkriterium erfüllt ist, z.B. dass sich die Log-Likelihood-Werte der Phillipskurve zwischen zwei Schleifen nicht mehr nennenswert ändern. Die MVHP-Nairu ist dann durch die letzte Schleife gegeben ($U_{i=I}^*$).

[84] Ein Beispiel für eine Phillipskurve findet sich in Abschnitt 5.3 dieses Gutachtens.

In dem beigefügten Programm wurden folgende Werte gesetzt:

$\lambda = 100$ (in der Grafik auch 500 und 10).

$\lambda_2 = 4$ (in der Grafik auch 1, 6 und 16).

T = 33 (der Zeitraum 1973-2005 besteht aus genau 33 Beobachtungspunkten).

Y = die Änderung der Zuwachsrate der Stundenlöhne ($\Delta^2 w_h$)

X = eine Konstante und die Änderung der Zuwachsrate der Stundenproduktivität, um eine Periode verzögert ($\Delta^2 prodh_{-1}$)

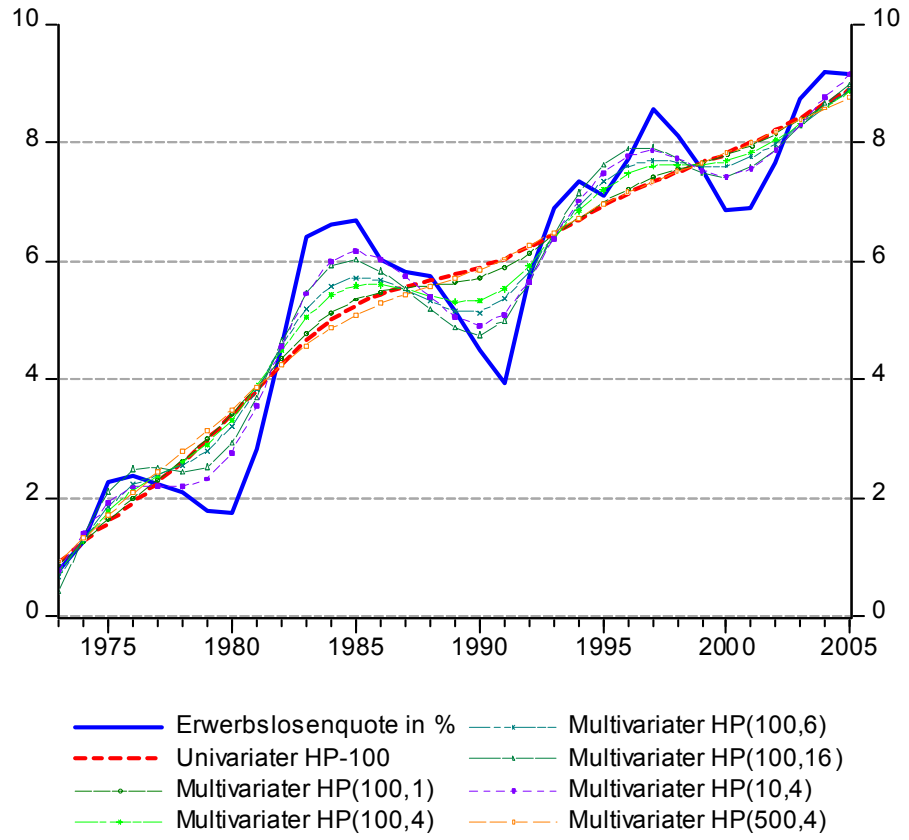
β = Koeffizientenvektor bestehend aus 2 Koeffizienten (β_1, β_2)

HPMat(λ,T) ist analog zu Stamfort (2005: 27) konstruiert.

Das Konvergenzkriterium besagt, dass der Schleifenprozess abgebrochen wird, wenn die Differenz zwischen den Log-Likelihood-Werten zweier aufeinander folgenden Schleifen im absoluten Wert kleiner ist als 10^{-7}.

Folgende Abbildung stellt verschiedene MVHP-Nairus (mit verschiedenen Kombinationen von λ und λ_2) und zum Vergleich eine mit dem univariaten HP-Filter geschätzte Nairu dar.

Abbildung 7.5
MVHP-Nairus (mit verschiedenen Kombinationen von λ und λ_2)



Kommentiertes EViews-Programm zur Schätzung der Nairu mit dem multivariaten Hodrick-Prescott-Filter

Angaben, die zu Beginn eingegeben werden müssen, sind gelb markiert.

Kommentare sind mit '*** gekennzeichnet

```
'*****************************************************************************
'*** Programm zur Herleitung der Gewichte eines MVHP-Filters
'*** nach Stefan Stamfort Buba-WP 19/2005.
'*** geschrieben von Camille Logeay (IMK, 2006)
'*****************************************************************************

if @isobject("smp") then
delete smp
endif
sample smp 1973 2005        '*** Beobachtungszeitraum

!T = @obs(obs,smp)          '*** Anzahl von Beobachtungen im ausgewählten Zeitraum smp  (Die Anzahl der Beobachtungen muss größer als 5 sein).


!lambda = 100          '*** HP-Parameter
!lambda2 = 4  '*** HP-Parameter (Phillipskurve)
!konkri=0.0000001     '*** Konvergenzkriterium

%eqname = "phillips"          '*** Name der Phillips-Gleichung. Achtung: eine Änderung der Gleichung hat Implikationen im Programm weiter unten, die per Hand eingegeben werden müssen.
'*** Hier wird die Initialisierung des multivariaten HP-Filters durchgeführt.

smpl @all

'*** Zuerst wird die erste MVHP-Nairu gleich der univariaten HP-Nairu gesetzt.

if @isobject("de_urilo_mvhp") then
delete de_urilo_mvhp
endif
de_urilo.hpf(100) de_urilo_mvhp

'*** Die Phillipskurve wird mit dieser ersten MVHP-Nairu neu geschätzt. Die Koeffizienten alpha und beta (hier zwei) werden gespeichert. Der Wert der Log-Likelihood wird ebenfalls gespeichert. [Wenn die Phillipskurve geändert wird, muss hier angepasst werden!]


phillips.ls
!alpha = phillips.@coefs(1)
!c2 = phillips.@coefs(2)
!c3 = phillips.@coefs(3)
!loglik = phillips.@logl
```

'*** Da EViews die Format von Objekten strikt handhabt, muss hier ein Programmzwischenschritt eingebaut werden, mit dem die Zeitreihen für die Arbeitslosenquote und die exogenen Variablen der Phillipskurve als Spaltenvektoren gespeichert werden. [Wenn die Phillipskurve geändert wird, muss auch hier angepasst werden!]

```
smpl 1973 2005
stom(de_urilo,alq,smp)
stom(de_d2lkh,d2lkh,smp)
stom(de_d2prodhlag1,d2prodh,smp)


'*****************************************************************************************
'*** Erzeugung der univariaten HP-Matrix, nach Stamfort (2005: 27).
'*** Univariater HP: U = HPMat U*

if @isobject("HPMat") then
delete HPMat
endif
matrix(!T, !T) HPMat=0          '*** Symmetrische Matrix: sym(!T)
```

'*** Erste und letzte Zeilen, da die allgemeine Formel nur für t=3…T-2 gültig ist! Für die Anfangs- und Endpunkte müssen andere Werte berechnet werden und dies wird hier gemacht.

```
HPMat(1,1) =  1+!lambda
HPMat(1,2) = -2*!lambda
HPMat(1,3) = !lambda

HPMat(!T,!T-2) = HPMat(1,3)
HPMat(!T,!T-1) = HPMat(1,2)
HPMat(!T,!T) = HPMat(1,1)
```

```
'*** Zweite und vorletzte Zeilen
HPMat(2,1) =   -2*!lambda
HPMat(2,2) = 1+5*!lambda
HPMat(2,3) = -4*!lambda
HPMat(2,4) = !lambda

HPMat(!T-1,!T-3) = HPMat(2,4)
HPMat(!T-1,!T-2) = HPMat(2,3)
HPMat(!T-1,!T-1) = HPMat(2,2)
HPMat(!T-1,!T) = HPMat(2,1)
```

'*** In den folgenden Zeilen werden entsprechend der allgemeinen Formel die Werte für die innere Zeitpunkte berechnet.

```
for !k=3 to !T-2

HPMat(!k,!k) = 1+6*!lambda
HPMat(!k,!k+1) = -4*!lambda
HPMat(!k,!k+2) =!lambda

HPMat(!k,!k-1) = HPMat(!k,!k+1)
```

```
HPMat(!k,!k-2) = HPMat(!k,!k+2)

next


'*** Hier beginnt die Berechnung der ersten Schleife für den multivariaten HP-Filter.
'*** Zuerst wird die HPMatM(λ,λ2,α²,T) für i=0 erzeugt.

if @isobject("HPMatm") then
delete HPMatm
endif
matrix(!T, !T) HPMatm=0      '*** Symmetrische Matrix: sym(!T)

HPMatm = (HPMat + !lambda2*!alpha^2*@identity(!T))

if @isobject("HPMat_inv") then
delete HPMat_inv
endif
matrix(!T, !T) HPMat_inv=@inverse(HPMatm)

'*** Berechnung der Nairu im multivariaten Fall und für die erste Schleife. [Wenn die
Phillipskurve geändert wird, muss der letzte Term hier angepasst werden!]

vector alq_mvhp = HPMat_inv*((1+!alpha^2*!lambda2)*alq-
((!lambda2*!alpha^2)*(d2lkh -!c2*d2prodh -!c3)))

'*** Konvertierung des Nairu-Vektors in eine Zeitreihe und dabei Überschreibung der
ersten MVHP-Nairu, die eigentlich eine univariate HP-Nairu ist, mit der ersten tat-
sächlichen MVHP-Nairu.

mtos(alq_mvhp,de_urilo_mvhp,smp)

'*** Mit dieser neuen Nairu: Aktualisierung der Phillipskurve und deren Koeffizienten.
Der alte Log-Likelihood-Wert wird zunächst nicht überschrieben.

phillips.ls
!alpha = phillips.@coefs(1)
!c2 = phillips.@coefs(2)
!c3 = phillips.@coefs(3)

'*** Schleifen-Prozess für die MVHP-Nairu

'*** loops gibt automatisch die Anzahl der durchgeführten Schleifen an und wird hier
auf Null initialisiert.
scalar loops=0

if @abs(!loglik-phillips.@logl)> !konkri then '*** Konvergenzkriterium

!loglik = phillips.@logl      '*** Jetzt erst Aktualisierung des log-Likelihood-Wertes

'*** Neuberechnung der HP-Matrix im multivariaten Fall

HPMatm = (HPMat + !lambda2*!alpha^2*@identity(!T))
```

```
if @isobject("HPMat_inv") then
delete HPMat_inv
endif
matrix(!T, !T) HPMat_inv=@inverse(HPMatm)

'*** Neuberechnung der MVHP-Nairu

vector alq_mvhp = HPMat_inv*((1+!alpha^2*!lambda2)*alq-
((!lambda2*!alpha^2)*(d2lkh -!c2*d2prodh -!c3)))
mtos(alq_mvhp,de_urilo_mvhp,smp)

'*** Aktualisierung der Phillipskurve

phillips.ls
!alpha = phillips.@coefs(1)
!c2 = phillips.@coefs(2)
!c3 = phillips.@coefs(3)

loops=loops+1
else

stop

endif

'*** Die unnötig gewordenen Objekte werden automatisch aus dem Workfile ge-
löscht.

delete ALQ ALQ_MVHP D2LKH D2PRODH HPMAT HPMAT_INV HPMATM SMP

'*** Die engültige MVHP-Nairu ist im Eviews-Workfile unter de_urilo_mvhp gespei-
chert und aufrufbar.
```

Anhang II:
Vintage-Modelle

Vintage-Modelle zur Ermittlung des Kapitalstocks gehen von einem Zusammenhang zwischen dem Alter des Kapitalstocks und der im Kapitalstock verkörperten Technologie aus.

Die Altersstruktur des Kapitalbestandes kann eine bedeutende Rolle in der Messung der TFP-Trend spielen. McMorrow und Röger (2001) benutzen eine einfache Vintage-Spezifikation, um zurückliegende Veränderungen des technischen Fortschritts (TFP) mit Veränderungen der Altersstruktur des Kapitalbestandes zu verknüpfen. Ihrem Ansatz zufolge ist technischer Fortschritt in den jüngsten Modellen der Maschinen und Ausrüstung verkörpert. Dies bedeutet, dass Investitionen nicht nur Kapazitätseffekte, sondern ebenso Auswirkungen auf die Produktivität haben können. McMorrow und Röger (2001) erfassen diese Wirkungen durch das Verhältnis der gesamten Kapitalstocknutzungsdauer zum gesamten Kapitalstock, d.h. dem durchschnittlichen Alter des Kapitalstocks. Hinsichtlich des Ursprungs der Modellierung von Vintage-Ansätzen wird in der Literatur insbesondere auf D. Jorgenson (1966), „The Embodiement Hypothesis“, *Journal of Political Economy*, 74,1, February, 1-17 und auf diverse Aufsätze von R. Solow verwiesen (insbesondere auf „Technical Change and the Aggregate Production Function“, *Review of Economics and Statistics*, 39, 3, 312-20, sowie „Investment and Technical Progress“, Arrow, Karlin, Suppes eds., *Mathematical Models In The Social Sciences*, 1959, Stanford University Press).

Anhang III:
Faktorentlohnung bei Monopolen auf dem Gütermarkt

Denis et al. (2002) unterstellen Märkte mit einem hohen Grad an Wettbewerb. Dies rechtfertigt die Annahme grenzproduktivitätstheoretischer Entlohnung der Einsatzfaktoren. Die Entlohnung des Faktors Arbeit entspricht damit $w^w = p^*MP(L)$, wobei w^w := Nominallohn im Wettbewerbsfall, $MP(L) := \partial Y/\partial L$. Für die Märkte der Europäischen Union freien Wettbewerb zu unterstellen ist sicherlich eine unrealistische Annahme. Sie könnte jedoch hingenommen werden, wenn die Unterstellung von rein monopolistischen Märkten zu denselben Schätzergebnissen führen würde, wie die Unterstellung vollständig kompetitiver Märkte. Wie im folgenden dargelegt wird, ist dies aber nicht der Fall.

Im Monopolfall gilt theoretisch: $w^m = MRP(L)$, wobei w^m := Nominallohn im Monopolfall, $MRP(L) := p^*(1 + 1/\varepsilon_n)^*MP(L)$ mit ε_n := Preiselastizität der Nachfrage[85].

Daraus ergibt sich sofort, ohne eine konkrete Nachfragefunktion zu unterstellen, dass

(A.3) $w^m < w^w$.

Für die unterstellte Cobb-Douglas-Funktion gilt:

(A.4) $MP(L) = \alpha(Y/L)$

(A.5) $MRP(L) = \alpha(Y/L)\mu$, wobei $\mu := (1 + 1/\varepsilon_n)$

Die partiellen Elastizitäten des Outputs hinsichtlich der Einsatzfaktoren sind für diesen Funktionstyp als α und $1-\alpha$ bestimmt. Für die Lohnquote im Falle grenzproduktivitätstheoretischer Entlohnung gilt:

(A.6) $LQ^w = w^wL / (pY) = (p\alpha\ Y/L\ L) / (pY) = \alpha$

Somit ist in diesem Fall die Approximation der partiellen Elastizität durch die Lohnquote zulässig.

Im Monopolfall gilt hingegen:

(A.7) $LQ^m = w^{m*}L/(pY) = (\alpha p\ Y/L\ \mu\ L)/(pY) = \alpha\mu < \alpha$

Unter der Annahme einer negativen Preiselastizität der Nachfrage (normale Güter) ist die Lohnquote im Monopolfall folglich kleiner als die Lohnquote im Wettbewerbsfall. Damit ist auch die partielle Elastizität α größer als die Lohnquote. Folglich würde im Monopolfall die Approximation der Elastizitäten durch die Lohnquote zu einer Verzerrung der Schätzung führen. Der Faktor Arbeit würde mit einer zu kleinen, der Faktor Kapital mit einer zu großen Zahl potenziert werden.

[85] $-1<\varepsilon_n<0$; $\varepsilon_n=-1 \Leftrightarrow$ vollkommene elastische Nachfrage, $\varepsilon_n = 0 \Leftrightarrow$ vollkommene unelastische Nachfrage.

8 Glossar

Adaptive Erwartungen

Das Konzept adaptiver Erwartungen wurde insbesondere durch die Diskussion um die Phillipskurve in den sechziger Jahren von Milton Friedman populär gemacht. Akteure, die ihre Erwartungen gemäß der adaptiven Erwartungshypothese bilden, korrigieren bei der Festlegung ihrer Erwartungen für die gegenwärtige Periode t diese um einen Anteil des Erwartungsfehlers aus der Vorperiode. Die Kritik an dieser „mechanischen" Korrektur und der Tatsache, dass zusätzliche Informationen keinen Einfluss auf die gegenwärtige Erwartungsbildung haben, führte in den siebziger Jahren zur verstärkten Anwendung von rationalen Erwartungen (s. Glossar Rationale Erwartungen). Mathematisch können adaptive Erwartungen geschrieben werden als $x_t^{e,adap.} = x_{t-1}^{e,adap.} + \gamma\left(x_{t-1} - x_{t-1}^{e,adap.}\right)$, wobei $0 < \gamma \leq 1$. Empirischen Untersuchungen zufolge bilden adaptive Erwartungen die Realität häufig gut ab.

Weiterführende Literatur: **Lucas, Robert und Sargent, Thomas** (eds.) (1981), *Rational Expectations and Econometric Practice*, George Allen & Unwin Ltd. 1981; **Friedman, Milton** (1968), The Role of Monetary Policy, American Economic Review, Vol. 58, Issue 1, 1968: 1 – 17; Roberts (1995), Nielsen (2003), Grant und Thomas (1999) und Mankiw (2001); Grant, A. P. und Thomas, L. B. (1999). Inflationary expectations and rationality revisited, *Economic Letters* 62(3): 331-338; Nielsen, H. S. (2003). *Essays on expectations*, Shaker, Aachen.

Autoregressiver Prozess (AR-Prozess)

Ein autoregressiver Prozess k-ter Ordnung kann allgemein als $x_t = \delta + \sum_{j=1}^{k} \alpha_j x_{t-j} + \varepsilon_t$ geschrieben werden, wobei ε_t ein White-Noise-Zufallsprozess ist. Damit ist die Variable zum Zeitpunk t abhängig von ihren eigenen k Verzögerungen und einer Störfunktion (zusammengesetzt aus Absolutglied und einem White-Noise-Zufallsprozess). Wesentliches Merkmal autoregressiver Prozesse ist, dass ihre Autokorrelationsfunktion eine unendliche Nullfolge bildet, während ihre partielle Autokorrelationsfunktion nach der jeweiligen Ordnung k des Prozesses abbricht.

Dummy-Variable

Eine Dummy-Variable ist eine künstlich erzeugte Variable, die entweder den Wert 1 oder den Wert 0 annimmt. Dummy-Variablen werden in ökonometrischen Schätzungen i.d.R. zur Erfassung von nicht-messbaren Phänomenen verwendet, z.B. für Merkmale wie Geschlecht. Insbesondere können Dummy-Variablen zur Modellierung diskreter Veränderungen wie Strukturbrüchen oder zur Beseitigung von saisonalen Schwankungen genutzt werden. In der Zeitreihenökonometrie wird zwischen Stufen- und Impuls-Dummies unterschieden. Stufen-Dummies nehmen für eine bestimmte Periode den Wert 0 und für die darauf folgende Periode den Wert 1 an. Impuls-Dummies nehmen nur für einen bestimmten Zeitpunkt den Wert 1 und sonst den Wert 0 an. Folglich verschieben Shift-Dummies die gesamte Zeitreihe, während Impuls-Dummies lediglich einen kurzen Impuls setzen. Impuls-Dummies können aus Stufen-Dummies durch Bildung der ersten Differenzen erzeugt werden können.

Einführende Literatur: **Wooldridge, J.** (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd ed. Thomson South-Western 2006; Weiterführende Literatur:

Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, 5th ed., Pearson Education / Prentice Hall 2003

Endogenität

Der Begriff Endogenität leitet sich aus dem griechischen Wort ‚endogen' ab, was soviel bedeutet wie ‚innen entstehend' oder ‚von innen kommend'. Als ‚endogen' werden in der ökonomischen Modellierung Variablen klassifiziert, die durch das Modell erklärt bzw. bestimmt werden sollen. Im Gegensatz dazu werden Variablen als ‚exogen' bezeichnet, wenn sie a priori festgelegt sind und sich im Ablauf des Modells nicht mehr verändern.

Entgeltersatzleistungen (s. Lohnersatzleistungen)

Ergodizität

Eine statistische Zeitreihe kann als Realisation eines datenerzeugenden stochastischen Prozesses interpretiert werden. Da für nicht-experimentelle Daten in der Regel nur eine solche Zeitreihe vorliegt und dies im Allgemeinen für statistische Inferenz nicht hinreichend ist, wird die Annahme der Ergodizität getroffen. Diese Annahme besagt, dass die Längsschnittsmomente (zeitliche Dimension) der Zeitreihe gegen ihre Querschnittsmomente (Raumdimension) konvergieren. Die Ergodizität abhängiger Zufallsvariablen ist empirisch nicht nachweisbar. Eine Voraussetzung für die Gültigkeit der Annahme ist allerdings die Stationarität des zugrundeliegenden stochastischen Prozesses. Wolters (2005) S. 13:"Damit ein stochastischer Prozess überhaupt ergodisch sein kann, muss er sich in einer Art statistischem Gleichgewicht befinden, d.h. er muß stationär sein."

General-To-Specific Ansatz

Der maßgeblich von David Hendry populär gemachte General-To-Specific-Ansatz ist ein Verfahren zur korrekten Spezifizierung eines ökonometrischen Modells bzw. zur Festlegung der relevanten erklärenden Variablen. Der Ansatz beruht auf der Überlegung, dass der Qualitätsverlust einer Schätzung, der durch den Ausschluss relevanter Variablen verursacht wird, schwerwiegender wiegt, als derjenige, der durch die Aufnahme irrelevanter Variablen entsteht. Demnach beginnt man mit einem möglichst großen Modell, das viele erklärende Variablen enthält bzw. eine komplexe Lag-Struktur aufweist, eliminiert schrittweise die nicht-signifikanten Variablen bzw. Verzögerungen und erarbeitet auf diese Weise die korrekte Spezifizierung.

Weiterführende Literatur: **Hendry, D.** (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press 1995.

Gesetz von Okun: siehe Okuns Gesetz

Das Gesetz von Okun geht auf den Amerikaner A. Okun zurück und bezeichnet einen negativen Zusammenhang zwischen der relativen Abweichung der realen Produktion einer Volkswirtschaft von ihrem Produktionspotenzial und der Abweichung der Arbeitslosenrate von der natürlichen Rate. Ein Verhältnis von 3 zu 1 wurde von Okun seinerzeit geschätzt (für US-Daten, 1947-1960) (siehe hierzu auch Seite 12 dieses Gutachtens). Eine Ausweitung der Outputlücke um einen Prozentpunkt ginge in diesem Fall mit einer Reduzierung der Arbeitslosigkeitslücke um 0,3 Prozentpunkte einher.

Literatur: http://www.clevelandfed.org/Research/com97/0515.htm#1b

Okun, A. M. (1962): Potential GNP: Its measurement and significance, Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economics Section, S. 92–103.

Klassische Dichotomie

Mit dem Begriff der klassischen Dichotomie wird die Vorstellung bezeichnet, die Volkswirtschaft sei in zwei Sphären, eine reale und eine monetäre, unterteilt, die sich wechselseitig nicht beeinflussen. Demzufolge haben nominale Größen lediglich einen Einfluss auf die Höhe des absoluten Preisniveaus, lassen die ökonomisch relevanten realen Tauschverhältnisse jedoch unverändert. Letztere werden nur durch reale Schocks (z.B. Technologie-, Rohstoff-, oder Präferenzschocks etc.) beeinflusst. Das Geld und mithin die Geldpolitik ist unter diesem Paradigma neutral.

Weiterführende Literatur: **Tobin, J.** (1992), Essay On Money, in Newman, P., Milgate, M. and Eatwel, J. (Eds.) *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, London MacMillan Press 1992, **Ackley, G.** (1978), *Macroeconomics: Theory and Policy*, MacMillan New York 1978

Kointegration

Zwei oder mehr Variablen, die zur gleichen Ordnung integriert sind, heißen kointegriert, wenn es mindestens eine nichttriviale Linearkombination dieser Variablen gibt, die zu einer niedrigeren Ordnung integriert ist. Besteht zwischen verschiedenen Variablen eine Kointegrationsbeziehung, so bedeutet das, dass diese Variablen einen gemeinsamen langfristigen, stochastischen Trend besitzen.

Lohnersatzleistungen

Von den gesetzlichen Sozialversicherungen getätigte Leistungen, die einen (i.d.R. in der Person des Arbeitnehmers begründeten) Ausfall des Arbeitseinkommens kompensieren sollen. Beispielsweise zählen zu den Lohnersatzleistungen das Krankengeld, nach Beendigung der Lohnfortzahlung durch den Arbeitgeber (sechs Wochen), die Leistungen der Arbeitslosenversicherung und in seiner neueren Form auch das Elterngeld.

Maximum Likelihood Schätzung

Eine neben der Methode der kleinsten Quadrate ebenfalls populäre Schätzmethode. Die Maximum Likelihood Methode (ML-Methode) setzt eine bestimmte Annahme über die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Beobachtungen voraus (z.B. Normalverteilung). Die entsprechende Wahrscheinlichkeitsdichte kann dann als Funktion bestimmter Parameter θ (bspw. bei der Normalverteilung Erwartungswert und Varianz) aufgefasst werden. Für feste Realisationen $y_1,...,y_T$ und eine Dichtefunktion $f(.)$ wird die Funktion $L(\theta)=f(y_1,...,y_T;\theta)$ als Likelihood-Funktion bezeichnet. Das ML-Prinzip besagt nun, dass zu den gegebenen Realisationen derjenige (diejenigen) Parameter $\hat{\theta}$ als Schätzfunktion benutzt werden soll, für den (die) gilt $\hat{\theta}=\arg\max L(\theta)$. Für Regressionsmodelle (s. Glossar Regressionsanalyse) der Form $y_t=\alpha+\beta x_t+\varepsilon_t$ liefert die ML-Schätzung die gleichen Schätzer für α, β wie die Methode der kleinsten Quadrate.

Methode der kleinsten Quadrate

Die Methode der kleinsten Quadrate ist eines der populärsten Verfahren zur Schätzung von Koeffizienten in Regressionsmodellen. Aufgrund des stochastischen Stör-

terms ε_t in Beziehungen der Form $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$ streuen die Werte von y_t um eine (durch die deterministische Regressionsfunktion bestimmte) Gerade $\alpha + \beta x_t$. Die Methode der kleinsten Quadrate zielt nun darauf ab, die Summe der quadrierten Abweichungen (die Abweichungen werden quadriert, weil sich die nicht quadrierten Abweichungen in der Summe aufheben würden) von dem deterministischen Teil zu minimieren. D.h., es wird folgendes Minimierungsproblem gelöst:

$$min_{\alpha,\beta} \Sigma_{t=1...T} \varepsilon^2_t = \Sigma_{t=1...T} (y_t - \alpha - \beta x_t)^2$$

Ergebnis dieser Minimierung sind folgende Schätzer:

$$\alpha^{ols} = y^{mittelwert} - \beta^{ols} x^{mittelwert} \quad und \quad \beta^{ols} = [Cov(x,y)] / [Var(x)]$$

Die Methode der kleinsten Quadrate liefert für Beziehungen der Form ($y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$) beste, lineare, unverzerrte Schätzer (sog. BLUS-Eigenschaft). Die Schätzer werden konsistent geschätzt.

Einführende Literatur: **Wooldridge, J.** (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd ed. Thomson South-Western 2006. Weiterführende Literatur: **Greene, W.** (2003), *Econometric Analysis*, 5th ed., Pearson Education / Prentice Hall 2003.

Neutralität des Geldes

Die Neutralität des Geldes ist eng verknüpft mit dem Paradigma der klassischen Dichotomie (s. Glossar Klassische Dichotomie), wonach die Volkswirtschaft in eine monetäre und eine reale Sphäre geteilt ist. Bei Geltung der klassischen Dichotomie üben nominale Größen keinen Einfluss auf reale Größen aus und sind diesen gegenüber neutral. Folglich ist das Ergebnis wirtschaftlicher Aktivität unabhängig von dem aktuellen monetären Regime immer identisch, solange die realen Größen unverändert bleiben. Seit den achtziger Jahren wird zwischen Neutralität und Superneutralität unterschieden. So bezeichnet Neutralität die Wirkungslosigkeit einer Änderung des Geldmengenvolumens, während Superneutralität die Wirkungslosigkeit einer Veränderung der Wachstumsrate der Geldmenge auf die Niveaus realer Größen ausdrückt. Während in der aktuellen Forschung die Existenz kurzfristiger Nicht-Neutralität inzwischen allgemein anerkannt ist, herrscht über die Existenz langfristiger Neutralität ein fortdauernder Dissens.

Weiterführende Literatur: **Tobin, J.** (1992), Essay On Money, in Newman, P., Milgate, M. and Eatwel, J. (Eds.) *The New Palgrave Dictionary of Money and Finance*, London MacMillan Press 1992, **Ackley, G.** (1978), *Macroeconomics: Theory and Policy*, MacMillan New York 1978

Nichtstationarität

Als nichtstationär bezeichnet man Prozesse, die die Eigenschaft der Mittelwertstationarität nicht aufweisen. Erfüllen diese Prozesse dennoch die Eigenschaft der Kovarianzstationarität, haben jedoch einen deterministischen Trend, werden diese Prozesse als trendstationär bezeichnet, denn die Abweichungen von diesem Trend sind weiterhin (schwach) stationär.

Eine andere Form von nicht-stationären Prozessen sind sogenannte Integrierte Prozesse, die weder mittelwert-, noch kovarianzstationär sind und einen stochastischen Trend beinhalten. Ein Prozess wird als integriert zur Ordnung q bezeichnet [I(q)], wenn er nach q-maliger Differenzenbildung stationär wird. In ökonometrischen Untersuchungen sind integrierte Prozesse mit q > 2 sehr selten zu finden.

Ordinary Least Squares (OLS) s. Methode der kleinsten Quadrate

Phillipskurve

Die Phillipskurve wurde von dem Neuseeländer A.W. Phillips (1958) als empirisches Phänomen entdeckt und beschreibt ursprünglich einen negativen Zusammenhang zwischen der Veränderungsrate der Geldlöhne und der Arbeitslosenquote. Später wurde die Veränderungsrate der Geldlöhne von den Amerikanern Samuelson und Solow (1960) durch die Inflationsrate ersetzt. Der negative Zusammenhang zwischen Preisveränderungsrate und Arbeitslosenquote galt lange Zeit als stabiler Trade-Off bis Phelps (1967) und Friedman (1968) in die theoretische Ableitung der Phillipskurve Preiserwartungen einführten und damit zu einer langfristig vertikalen Phillipskurve gelangten. Die Phillipskurve war und ist Gegenstand zahlreicher theoretischer und empirischer Untersuchungen und Kontroversen. Einige neuere empirische Untersuchungen weisen darauf hin, dass sich die Phillipskurve im Zeitablauf verschiebt bzw., dass sie langfristig nicht vertikal ist.

Friedman, M. (1968): The role of monetary policy, American Economic Review 68: 1-17.

E.S. Phelps, E. S. (1967): Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time, Economica, Vol. 34: 254-81.

Phillips, A. W. (1958): The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1861-1957, Economica 25: 283-299.

Produktionsfunktion

Eine Produktionsfunktion zeigt an, welche Produktionsmengen sich bei gegebenen Faktoreinsatzmengen maximal erzeugen lassen. Produktionsfunktionen werden häufig danach unterschieden, inwieweit die Einsatzfaktoren (bei Konstanz eines bestimmten Produktionsniveaus) untereinander austauschbar sind (Substitutionselastizität).

Produktionsfunktion, limitationale (Leontieff- Produktionsfunktion)

Funktionen dieses Typs sind durch feste Einsatzmengenverhältnisse der Produktionsfaktoren gekennzeichnet. Ein Austausch der Faktoren untereinander ist nicht möglich. Steigerungen der Produktion können nur erreicht werden, wenn alle Einsatzfaktoren in einem konstant vorgegebenen Verhältnis zusätzlich eingesetzt werden (Substitutionselastizität von Null). Sind bestimmte Einsatzfaktoren knapp werden sie als limitierende Faktoren bezeichnet, da Erhöhungen der Produktion aufgrund des festen Einsatzverhältnisses durch diese knappen Faktoren beschränkt werden. Mathematisch kann die limitationale Produktionsfunktion mit den Einsatzfaktoren Kapital und Arbeit durch $Y = \min [K/v, L/u]$ beschrieben werden, wobei v und u als die jeweiligen Faktorproduktivitäten interpretiert werden können.

Produktionsfunktion, substitutionale

Funktionen dieses Typs sind dadurch gekennzeichnet, dass die Produktionsfaktoren zumindest teilweise untereinander austauschbar sind (bei konstanter Ausbringungsmenge), so dass mehrere effiziente Faktoreinsatzverhältnisse bestehen. In der Regel werden für die Einsatzfaktoren positive aber abnehmende Grenzerträge unterstellt. Mathematisch kann dieser Funktionstyp dann dargestellt werden als: $Y_t = A_t F(K_t, L_t)$, mit $\partial Y/\partial L > 0$, $\partial Y/\partial K > 0$, $\partial^2 Y/\partial L^2 < 0$, $\partial^2 Y/\partial K^2 < 0$, $F(0,K) = 0$, $F(L,0) = 0$ und K_t als Kapital, L_t als Arbeit und A_t als technologischem Fortschritt.

Produktionsfunktion, CES-

CES-Funktionen sind eine Variante der substitutionalen Produktionsfunktion. Die Abkürzung CES steht für Constant Elasticity of Substitution (konstante Substituti-

onselastizität). CES-Funktionen mit den Einsatzfaktoren Kapital und Arbeit können mathematisch ausgedrückt werden als:

$Y_t = A_t[aK_t^{-\rho} + bL_t^{-\rho}]^{-1/\rho}$, wobei a und b beliebige Konstanten sind. Die Substitutionselastizität ist dann gegeben durch $\sigma = 1/(1 + \rho)$. CES-Funktionen weisen konstante Skalenerträge auf.

Produktionsfunktion, Cobb-Douglas-

Cobb-Douglas-Funktionen weisen eine konstante Substitutionselastizität von Eins auf und sind somit eine Variante der CES-Funktionen. Mathematisch werden Cobb-Douglas-Funktionen mit den Faktoren Arbeit und Kapital meist durch:

$Y_t = A_tK_t^{\alpha}L_t^{\beta}$ ausgedrückt.

Im Falle von $\beta = 1 – \alpha$ liegen überdies konstante Skalenerträge vor und die Parameter $\beta = 1 – \alpha$ und α geben die Kapital/ bzw. Lohnquote an.

Samuelson, P. A. / Solow, R. M. (1960): Problem of archieving and maintainig a stable price level. Analytical aspects of anti-inflation policys, American Economic Review, Papers and Proceedings 50: 177-194.

Rationale Erwartungen

Das Konzept rationaler Erwartungen wurde bereits in den sechziger Jahren des 20. Jahrhunderts von John Muth in die Ökonomie eingeführt, jedoch erst von Robert Lucas Jr. in den siebziger Jahren populär gemacht. Im Gegensatz zur adaptiven (s. Glossar adaptive Erwartungen) geht die rationale Erwartungshypothese davon aus, dass sämtliche zur Verfügung stehenden Informationen zur Erwartungsbildung herangezogen werden. Die Erwartungen der ökonomischen Akteure entsprechen damit der optimalen Prognose des Modells, das verwendet wird, um diese Akteure zu beschreiben. Mathematisch werden rationale Erwartungen über den Zeitpunkt t+1 meist formuliert als bedingter Erwartungswert zum Zeitpunkt t $x_{t+1}^{e,rat.} = E\left[x_{t+1} \middle| I_t\right]$, wobei I_t die Informationsmenge bezeichnet, die zum Zeitpunkt t vorhanden ist.

R^2 und Adjusted R^2 (Bestimmtheitsmaß und korrigiertes Bestimmtheitsmaß)

Das sogenannte Bestimmtheitsmaß ist ein normiertes Maß zur Beurteilung der Anpassung eines geschätzten Modells an die Daten. Es gibt den Anteil der durch das Modell erklärten Varianz an der gesamten Varianz an: $R^2 = \frac{\frac{1}{T}\sum_{t-1}^{T}\left(\hat{y}_t - \bar{\hat{y}}\right)^2}{\frac{1}{T}\sum_{t-1}^{T}\left(y_t - \bar{y}\right)^2}$,

wobei $0 \le R^2 \le 1$. $R^2 = 0$ bedeutet demnach, dass das Modell nichts erklärt bzw. dass sämtliche erklärenden Variablen nicht-signifikant sind. Entsprechend bedeutet $R^2 = 1$, dass das Modell die gesamte Varianz erklären kann. Das Bestimmtheitsmaß wächst bei konstantem Stichprobenumfang T mit steigender Anzahl der erklärenden Variablen. Folglich erlaubt es nur relative Aussagen über Modelle gleicher Ordnung und in Bezug auf die gleiche abhängige Variable.

Das korrigierte Bestimmtheitsmaß trägt diesem Problem teilweise Rechnung, indem es die Anzahl der erklärenden Variablen berücksichtigt: $\overline{R^2} = 1 - \frac{T-1}{T-k}\left(1 - R^2\right)$, wobei k die Anzahl der erklärenden Variablen (einschließlich der Konstanten) bezeich-

net. Es gilt $\overline{R^2} = R^2 \Leftrightarrow R^2 = 1$ und $\overline{R^2} < R^2$ für $R^2 < 1$. Beide Maße sind gegenüber linearen Transformationen invariant.

Regressionsanalyse

Ein allgemeines Regressionsmodell kann geschrieben werden als $y_t = f(x_t) + \varepsilon_t$, wobei $f(x_t)$ eine deterministische Regressionsfunktion beschreibt und ε_t einen Fehler bezeichnet, der durch den deterministischen Teil nicht erklärbar ist. Da ε_t eine stochastische Größe ist, ist die gesamte Beziehung eine stochastische Beziehung. Dies wiederum impliziert, dass es für jeden Wert von x_t nicht nur einen, sondern eine ganze Wahrscheinlichkeitsverteilung von Werten für y_t gibt. Die am häufigsten verwendete deterministische Regressionsfunktion ist eine lineare Funktion der Form $f(x_t) = \alpha + \beta x_t$. Das resultierende Modell wird auch als einfaches lineares Regressionsmodell bezeichnet: $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$. Die Koeffizienten dieser Beziehung können mittels verschiedener Verfahren (z.B. Kleinste Quadrate-Methode, ML-Schätzung) statistisch geschätzt werden, wobei immer bestimmte Annahmen über die stochastische Natur der Störgröße getroffen werden müssen.

Saysches Theorem

Auf den Ökonomen Jean-Baptiste Say zurückgehende Behauptung, wonach sich das Angebot seine eigene Nachfrage schafft. Dahinter steht die Überlegung, dass die Produktion von Gütern nur dann geplant wird, wenn auch gleichzeitig geplant wird, das dadurch erzielte Einkommen wieder zu Konsumptions- oder Investitionszwecken zu verwenden. Das Sayssche Theorem impliziert dabei einen voll flexiblen Zinsmechanismus, der im Falle von Ersparnisbildung eine entsprechende Kreditnachfrage herbeiführt.

Weiterführende Literatur: **Ackley, G.** (1978), *Macroeconomics: Theory and Policy*, MacMillan New York 1978

Solow-Residuum

Das sogenannte Solow-Residuum geht auf Solow (1957) zurück. In diesem Aufsatz zeigte Solow wie man das Problem der Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Produktionsfunktion aus Zeitreihendaten lösen kann.

Eine Produktionsfunktion beschreibt den Zusammenhang zwischen einem oder mehreren Inputfaktoren und dem Produktionsergebnis (s. Glossar: Produktionsfunktion) zu einem bestimmten Zeitpunkt. Statistisch erfassbar sind jedoch in aller Regel nur Zeitreihendaten, d.h. Längsschnittsdaten, der gesamtwirtschaftlichen Produktion, so dass die beobachteten Werte jeweils nur einen Punkt auf der zum jeweiligen Zeitpunkt vorherrschenden Produktionsfunktion darstellen. Da die Produktionsfunktion im Zeitablauf nicht konstant ist und sich aufgrund des technischen Fortschritts verschiebt, ist eine Schätzung ohne vorherige Korrektur um diese Verschiebung nicht möglich.

Ausgehend von einer allgemeinen Produktionsfunktion mit neutralem technischen Fortschritt

$Y = A(t)F(K,L) \Leftrightarrow \partial \ln(Y)/\partial t = \partial \ln(A)/\partial t + \partial \ln F(K,L)/\partial K * \partial K/\partial t + \partial \ln F(K,L)/\partial L * \partial L/\partial t$

konnte Solow die Veränderungsrate des unbeobachtbaren technischen Fortschritts [dA(t)/dt]/A(t) als Funktion von beobachtbaren Größen ausdrücken. Aus den Be-

rechnungen dieser Veränderungsrate ermittelte er das Niveau A(t) zum jeweiligen Zeitpunkt seiner Beobachtungen und korrigierte anschließend das Outputniveau um diesen Faktor. Resultat seiner Analyse war eine gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion, die einen konkaven Verlauf (d.h. abnehmende Grenzerträge) aufwies.

Da A(t) als Restgröße aus beobachtbaren Größen entsteht, bezeichnet man es auch als Solow-Residuum. Die Interpretation dieser (statistischen) Restgröße als technischer Fortschritt ist folglich der theoretisch fundierten Vorstellungskraft der Ökonomen geschuldet. Diese Tatsache veranlaßte Schultz (1961) dazu, das Solow-Residuum als Humankapital zu interpretieren. Diese Idee wurde von Uzawa (1965) und Lucas (1988) modelltheoretisch fundiert, womit ein Grundbaustein der modernen Wachstumstheorie gelegt wurde.

Stationarität

Ein stochastischer Prozess, dessen multivariate Verteilungsfunktion sich durch zeitliche Transformationen nicht verändert, wird als streng stationär bezeichnet.

Für die praktische Anwendung ist jedoch das Konzept der schwachen Stationarität besser geeignet. Ein stochastischer Prozess wird dabei als schwach stationär bezeichnet, wenn sein Erwartungswert für alle Zeitpunkte konstant ist (Mittelwertstationarität) und die Autokovarianzen nur eine Funktion der zeitlichen Distanz zwischen den betrachteten Zufallsvariablen und damit unabhängig vom konkreten Zeitpunkt ihrer Realisation sind (Kovarianzstationarität). Stationarität lässt sich im Gegensatz zur Ergodizität empirisch nachweisen (ADF-Test, Heteroskedastizitätstests etc.)

Substitutionselastizität

Maß für die Reagibilität des Faktoreinsatzverhältnisses in Bezug auf Änderungen der jeweiligen Faktorpreisrelationen; siehe Produktionsfunktion.

9 Literatur

Aghion, P. und Howitt, P. (2005): Appropriate Growth Policy: A Unifying Framework. The 2005 Joseph Schumpeter Lecture, delivered to the 20th Annual Congress of the European Economic Association, Amsterdam, August 25, 2005. (post.economics.harvard.edu/faculty/aghion/papers/Appropriate_Growth.pdf)

Akerlof, G. A. (2002): Behavioral macroeconomics and macroeconomic behavior, *American Economic Review 92(3),* 411-433.

Akerlof, G. A., Dickens, W. T. und Perry, G. L. (2000): Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve, *Brookings Papers on Economic Activity 1,* 1-60.

Allsopp, Ch. und Vines, D. (2005): The Macroeconomic Role of Fiscal Policy, *Oxford Review of Economic Policy 21(4)*, 485-508.

Apel, M. und Jansson, P. (1999): A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU, *Empirical Economics 24(3),* 373-388.

Apel, M. und Jansson, P. (1999a): A Theory-Consistent Approach for Estimating Potential Output and the NAIRU, *Economics letters 64*.

Arbeitskreis Konjunktur (2002): Grundlinien der Wirtschaftsentwicklung 2002/2003, *Wochenbericht des DIW Berlin 1-2/2002*.

Ball, L. (1999): Aggregate Demand and Long-run Unemployment, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 189-251.

Ball, L. (1999): Policy Rules for Open Economies. Herausgegeben von J. Taylor. *Monetary Policy Rules*. London 1999.

Ball, L. und Mankiw, N. G. (2002): The NAIRU in Theory and Practice, Journal of Economic Perspectives 16(4), 115-136.

Ball, L. und Romer, D. (1990): Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money, *Review of Economic Studies 57*, 183-203.

Ball, L., Mankiw, N. G. und Romer, D. (1988): The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off, Brookings Papers on Economic Activity 1, 1-65.

Barreto, H. and Howland, F. (1993): There Are Two Okun's Law Relationships Between Output and Unemployment. *Unveröffentlichten Papier des Wabash College.*

Barro, R. J. (1989): The Ricardian Approach to Budget Deficits, *Journal of Economic Perspectives 3(2)*, 37-54.

Bassanini A. und Scarpetta S. (2002): Growth, Technological Change, and ICT Diffusion: Recent Evidence from OECD Countries. *Oxford Review of Economic Policy* 18(3), 324-344.

Bassanini, A. und Duval, R. (2006): Employment Patterns in OECD Countries: reassessing the role of policies and institutions, *OECD Social, Employment and Migration Working Paper 35*, und *OECD Economics Department Working Paper 486*, Paris.

Bassanini, A., Scarpetta, S. und I. Visco (2000): Knowledge technology and economic growth: recent evidence from OECD countries, *Research series 200005-2*, National Bank of Belgium.

Bean, Ch. (2000): The Australian Economic 'Miracle': A View from the North.

Bean, CH. R. (1997): The role of demand-management policies in reducing unemployment. *Unemployment Policy*. Government Options for the Labour market. Herausgegeben von D. J. Snower und G. de la Dehesa. Centre for Economic Policy Research, Cambridge University Press, 83-111.

Bernanke, B. S. und Blinder, A. S. (1992): The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *American Economic Review 82(4)*, 901-21.

Bernanke, B. S. und Mihov, I. (1997): What does the Bundesbank target? *European Economic Review 41(6),* 1025-1053.

Billmeier, A. (2004): Ghostbusting: Which Output GAP Measure Really Matters?, *IMF Working Paper 146*.

Blanchard, O. (1997): Macroeconomics. Prentice Hall, New Jersey.

Blanchard, O. (2004): The economic future of Europe, *NBER Working Paper No. 10310*, March.

Blanchard, O. J und Wolfers, J. (2000): The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence, The Economic Journal 110(462), C1-C33.

Blanchard, O. J. und Diamond, P. (1994): Ranking, Unemployment Duration, and Wages, The Review of Economic Studies 61(3), 417-434.

Blanchard, O. J. und J. Gali (2005): Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model (October 31, 2005). *MIT Department of Economics Working Paper No. 05-28*.

Blanchard, O. J. und Katz, L. F. (1997): What We Know and What We Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment, Journal of Economic Perspectives 11(1), 51-72.

Blanchard, O. J. und Quah, D. (1989): The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review 79 (4), 655-73.

Blanchard, O. J. und Summers, L. H. (1991): Hysteresis and Unemployment in New Keynesian Economics, *Coordination Failures and Real Rigidities 2*. Herausgegeben von N. G. Mankiw und D. Romer, MIT Press, 235-243 London.

Blanchard, O. und L. H. Summers (1986): Hysteresis and the European Unemployment Problem. *Working papers 427, Massachusetts Institute of Technology (MIT)*, Department of Economics.

Boone, L. (2000): Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables: The HPMV And Kalman Filters Approach, *OECD Economics Department Working Paper 240*.

Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D., Richardson, P. und D. Turner (2000): The concept, policy use and measurement of structural unemployment: Estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries, *OECD Working Paper 250*.

Burda, M. und Ch. Wyplosz (1994): Makroökonomik. Eine europäische Perspektive. Vahlen, Munich.

Calmfors, L. und Driffill, J. (1988): Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance, *Economic Policy 6*, 14-61.

Carlin, W. und Soskice, D. (1990): Macroeconomics and the Wage Bargain - A Modern Approach to Employment, Inflation, and the Exchange Rate, *Oxford University Press*, Oxford.

Clarida, R. J., Galí, I. und Gertler, M. (1998): Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence, *European Economic Review 42(6)*, 1033-1067.

Clarida, R. J., Galí, I. und Gertler, M. (1999): The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature 37(4)*, 1661-1707.

Cogley, T. und Nason, J. N. (1995): Effects of the Hodrick-Prescott Filter on trend and difference stationary time series - implications for business cycle research, *Journal of Economic Dynamics and Control 19*(1-2), 253-278.

Cross, R. (1995): Is the Natural Rate Hypothesis Consistent with Hysteresis?, The Natural Rate of Unemployment. Reflections in 25 years of the Hypothesis. Herausgegeben von R. Cross, chap. 10, 181-200. *Cambridge University Press*, Cambridge.

De Grauwe, P. (2006): Monetary Policy and the real economy. *Friedrich-Ebert-Stiftung*, erscheint in Kürze.

De Masi, P. R. D. (1997): IMF estimates of Potential Output: Theory and Practice, *Staff Studies for the World economic Outlook*, 40-46. IMF, Washington D.C..

DeLong, J. B. (2000): What Went Right in the 1990s? *Sources of American and Prospects for World Economic Growth.*

Denis, C., Grenouilleau, D. McMorrow, K., und Röger, W. (2006): Calculating potential growth rates and output gaps – a revised production function approach, *Economic Papers 247*, European Commission.

Denis, C., McMorrow, K. und Röger, W. (2002): Production Function Approach To Calculating Potential Growth And Output Gaps – Estimates For The EU Member States And The US, *Economic Papers 176,* European Commission.

Deutsche Bundesbank (1999): Taylor-Zins und Monetary Conditions Index, *Monatsbericht April*, 47-63.

Deutsche Bundesbank (2002): *Monatsbericht Mai*.

Deutschen Bundesbank (2005): *Monatsbericht Juni*.

Durbin, J. und Koopman, S. J. (2001): Time Series Analysis by State Space Methods, *Oxford Statistical Science Series 24*, Oxford University Press, Oxford.

Duval, R. und Elmeskov, J. (2005): The Effects of EMU on Structural Reforms in Labour and Product Markets, *OECD Economics Department Working Paper 429*, Paris.

Eller, J. W. und Gordon, R. J. (2003): Nesting the New Keynesian Phillips curve within the mainstream model of U.S. inflation dynamics, *CEPR Conference 'The Phillips Curve revisited*, 5.-7. Juni, Berlin.

Espinosa-Vega, M. A. (1998): How powerful is monetary policy in the long run? *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, issue 3 Q, 12-31.

Europäische Kommission (2002b): Germany's Growth Performance in the 1990's, *European Economic Papers 170*.

Europäische Zentralbank (2205): *Monatsbericht*, Februar.

European Commission (2002): *European Economy – Review,* 6/2002.

European Commission (2002): Technical Specification of the Model Used for the Estimates, *Internal note to economic trends.*

European Commission (2004): *European Economy – Review*, 6/2004.

European Commission (2005): *European Economy – Economic Forecasts*, 2/2005.

European Commission (2006): Public Finances in EMU 2006. Erscheint in Kürze in *European Economy 3/2006.*

Fabiani, S. und Mestre, R. (2000): Alternative measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and assessment, *ECB Working Paper 17*.

Fabiani, S. und Mestre, R. (2001): A System Approach for Measuring the Euro Area NAIRU, *ECB Working Paper 65*.

Fagan, G., Henry, J. und Mestre, R. (2001): An area-wide model (AWM) for the euro area. *EZB-Working Paper Nr. 42/2001*; veröff. in: *Economic Modelling, January 2005, 22(1)*, 39-59.

Filc, W. (2002): Überlegungen zum wachstumsneutralen Zins. Herausgegeben von A. Heise, *Neues Geld – alte Geldpolitik? Die EZB im makroökonomischen Interaktionsraum*, Marburg, Metropolis, 157-174.

Fischer, S. (1977): Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy* 85, 191-205.

Fitoussi, J. P., Jestaz, D., Phelps, E. S. und Zoega, G (2000): Roots of the Recent Recoveries: Labor Reforms or Private Sector Forces? *Brookings Papers on Economic Activity I, 237-311*.

Fontana, G. und Palacio-Vera, A. (2005): Are Long-run Price Stability and Short-run Output Stabilization All that Monetary Policy Can Aim For? *Levy Working Paper 430*.

Friedman, M. (1968): The Role of Monetary Policy. *American Economic Review 58*, S. 1-17.

Gerlach, S. und Smets, F. (1999): Output Gaps And Monetary Policy In The EMU Area, *European Economic Review 43*, 801-812.

Geweke, J. (1986): The superneutrality of money in the United States: An interpretation of the evidence. *Econometrica 54* (January): 1-21.

Giorno, C. und Suyker, W. (1997): Les estimations de l'écart de production de l'OCDE, *Économie Internationale 69,* 109-134.

Giorno, C., Richardson, P., Rosevaere, D. und Van den Noord, P. (1995): Estimating potential output, output gaps and structural budget balances, *OECD Economics Department Working Paper 152.*

Gordon, R. J. (1997): The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy, *Journal of Economic Perspectives 11(1).*

Gordon, R. J. (2002): Two centuries of economic growth: *Europe chasing the American frontier,* Oktober.

Greenspan, A. (2005): Remarks by Chairman Alan Greenspan, Closing remarks, S*ymposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, Jackson Hole, Wyoming, 26. August.

Greenwald, B. und Stiglitz, J. (1993): New and Old Keynesians*, Journal of Economic Perspectives 7(1)*, 23-44.

Guay A. und St-Amant P. (1996): Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? *Bank of Canada, Technical Report Nr. 78*.

Hamilton, James D. (1994): Time Series Analysis, *Princeton University Press.*

Harvey, A. C. und Jaeger, A. (1993): Detrending, stylized facts and the business cycle, *Journal of Applied Econometrics 8(3)*, 231-247.

Hayo, B., von Hagen, J., Hoffmann, B., Kuzin, V., Logeay, C., Horn, G. und Tober, S. (2004): Quantitative Aspekte der Transmission der Geldpolitik in Deutschland, *Endbericht für das Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit*, April.

Hein, E., Horn, G., Truger, A. und Tober, S. (2005): Eine gesamtwirtschaftliche Politik-Strategie für mehr Wachstum und Beschäftigung, *WSI-Mitteilungen 8/2005*, 411-418.

Hemming, R., Kell, M. und Mahfouz, S. (2002): The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity – A Review of the Literature, *IMF Working Paper 02/208*.

Hemming, R., Mahfouz, S. und Schimmelpfennig, A. (2002): Fiscal Policy and Economic Activity During Recessions in Advanced Economies, *IMF Working Paper 02/87*.

Hodrick R. J. und Prescott E. C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking 29(1)*, 1-16.

Horn, G. und Logeay, C. (2004b): Kritik am lohnpolitischen Konzept des SVR, *Wirtschaftsdienst 84(4)*.

http://www.destatis.de/presse/deutsch/pm2000/input-output-rechnung.pdf

Im, K., Pesaran, M. H. und Shin, Y. (2003): Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics 115(1), 53-74.*

Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (2006): Wirtschaftliche Entwicklungen 2006/2007, *IMK-Report 9*.

Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (2006b): Arbeitskosten in Deutschland bisher überschätzt, Auswertung der neuen Eurostat-Statistik, *IMK- Report 11*.

Institute (2002a): Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2002, Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute.

Institute (2002b): Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 2002, Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute.

Institute (2004): Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 2004, Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute.

Institute (2005): Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Frühjahr 2005, Arbeitsgemeinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute.

International Monetary Fund (2002): Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area - Selected Issues, *Country Report 2/236*.

International Monetary Fund (2001): Estimating Potential Output and the NAIRU for the Euro Area. Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area: Selected Issues, *IMF Country Report 1,* 4-15.

International Monetary Fund (2001): Monetary and Exchange Rate Policies of the Euro Area: Selected Issues, *IMF Country Report 1.*

International Monetary Fund (2002): *World Economic Outlook*, September.

International Monetary Fund (2003): *World Economic Outlook*, September.

International Monetary Fund (2004): Fostering Structural Reforms in Industrial Countries, *World Economic Outlook, Chapter III. Advancing Structural Reforms*, Washington DC., April.

Jaeger, A. und Parkinson, M. (1990): Testing for Hysteresis in Unemployment: An Unobserved Component Approach, *Empirical Economics 15(2)*, 185-198

Jaeger, A. und Parkinson, M. (1994): Some evidence on hysteresis in unemployment rates, *European Economic Review 38(2),* 329-342.

Johansen, K. (1995): Norvegian Wage Curves, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52(2), 229-247*.

Jondeu, E., und Le Bihan, H. (2005): Testing for the New Keynesian Phillips curve. Additional international evidence, *Economic Modelling, 22(3),* 521-550.

Kakes, J. (2000): Monetary Transmission and Business Cycle Asymmetry. *Kredit und Kapital 2,* 182-197.

Kalecki, M. (1939): Essays in the Theory of Economic Fluctuations. London.

Kalecki, M. (1942): A Theory of Profits, *Economic Journal 52(206/7)*, 258-267.

Katzner, D. W. (1993): Some notes on the role of history and the definition of hysteresis and related concepts in economic analysis, *Journal of Post Keynesian Economics 15(3), 323-345.*

Keynes, J. M. [1930] (1971): A Treatise on Money: The Pure Theory of Money. *The Collected Writings of John Maynard Keynes 5*. Cambridge.

Keynes, J. M. [1936] (1964): The General Theory of Employment, Interest, and Money. San Diego/New York/London.

King, R. G., (2000): The New IS-LM Model: Language, Logic, and Limits, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, 86(3)*.

King, T. B. und Morley, J. (2003): In the search of the Natural Rate of unemployment, *Working Paper Washington University in St. Louis*.

Kirchgässner, G. und Wolters, J. (2005): Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse, *Verlag Vahlen.*

Krusell, P., Ohanian, L., Rios-Rull, J. und Violante, G. (2000): Capital-Skill Complementarity And Inequality: A Macroeconomic Analysis, *Econometrica 68(5),* 1029-1053.

Kuttner, K. N. (1994): Estimating Potential Output as a Latent Variable, *Journal of Business & Economic Statistics 12,* 361-68.

Kuzin, V. und Tober, S. (2004): Asymmetric Effects of Monetary Policy in Germany. *Diskussionspapier 351 des DIW Berlin*, Februar.

Kydland, F. E und Prescott, E. C. (1982): Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, *Econometric Society 50(6)*, 1345-70.

Layard, R., Nickell, S. und Jackman, R (1991): Macroeconomic Performance and the Labour Market, *Oxford University Press*.

Leibfritz, W. et al. (2001): Finanzpolitik im Spannungsfeld des Europäischen Stabilitäts- und Wachstumspaktes. Zwischen gesamtwirtschaftlichen Erfordernissen und wirtschafts- und finanzpolitischem Handlungsbedarf, Gutachten des ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen, Berlin.

Leijonhufvud, A. (1990): Nautral Rate and Market Rate, *The New Palgrave*. Money. Ed. by J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman. Macmillan, London, Basingstoke: 268-272.

Léon-Ledesma, M. A. (2002): Unemployment Hysteresis in the United States and the EU: A Panel Approach, *Bulletin of Economic Research 54(2),* 95-103.

Léon-Ledesma, M. A. und McAdam, P. (2004): Unemployment, Hysteresis and Transition, *Scottish Journal of Political Economy 51(3)*, 377-401.

Lockwood, B. (1991): Information Externalities in the Labour Market and the Duration of Unemployment, *The Review of Economic Studies 58(4)*, 733-753.

Logeay, C. (2006): Die Nairu: Erklärung oder Reflex der Arbeitslosenquote?, *Metropolis*, Marburg, erscheint in Kürze.

Logeay, C. und Tober, S. (2006): Hysteresis and the Nairu in the Euro Area, *Scottish Journal of Political Economy 53(4)*, 409-429.

Logeay, C. und Tober, S. (2006): Real Interest Rates and the Nairu in the Euro Area. *Eurostat Proceedings*, im Erscheinen.

Lucas, R. (1988): On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics 22 (1)*, 3-42.

Lucas, R. E. (1972): Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory 4*, 103-124.

Lucas, R. E., Jr. (1990): Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries? *American Economic Review Papers and Proceedings, 80*, 92-96.

Lützel, H. (1971): Das reproduzierbare Anlagevermögen in Preisen von 1962, *Wirtschaft und Statistik 10*, 593-604.

Machin, S. und Manning, A. (1999): The Causes and Consequences on Longterm Unemployment in Europe, in *Handbook for Labour Economics*. Herausgegeben von O. C. Ashenfelter und D. Card, 3C, Chap. 47, 3085-3139, North-Holland.

Mankiw, N. G. (1985): Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *Quarterly Journal of Economics 100*, 529-537. Neu abgedruckt in Mankiw und Romer 1 (1991).

Mankiw, N. G. und Romer, D. (1991): (Hrsg.) New Keynesian Economics, *MIT Press*, Cambridge, MA.

Mankiw, N. G., Romer, D. und Weil, D. N. (1992): A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, *MIT Press, 107(2*), 407-37.

Martinez-Mongay, C. (2000): ECFIN's Effective tax rates. Properties and Comparisons with other tax indicators, *Econonomic Papers 146*.

Martinez-Mongay, C. (2003): Labour Taxation in the European Union. Convergence, Competition, Insurance?, Konferenzbeitrag, *Banca d'Italia Workshop on Tax Policy*, 2-5. April 2003, Perugia

Mc Adam, P. und Mc Morrow, K. (1999): The NAIRU concept-Measurement, uncertainties, hysteresis and economic policy role, *European Commission, Economic Paper 136.*

McCallum, B. T. (1996): Neoclassical vs. Endogenous Growth Analysis. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 82/4*, 41-71.

McCallum, B. T. (2001): Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?, American Economic Review. *Papers and Proceedings 91(2)*, 258-262.

McMorrow, K. und Röger, W. (2000): Time-Varying NAIRU- / NAWRU-Estimates for the EU's Member States, *European Commission, Economic Paper 145.*

McMorrow, K. und Röger, W. (2001): Potential Output – Measurement Methods, New Economy Influences and Scenarios for 2001-2010 – A Comparison of the EU 15 and the US, *European Commission, Economic Paper 150*.

Mishkin (1999): International experiences with different monetary policy regimes. *Journal of Monetary Economics 43*, 579-605.

Modigliani, F. und Papademos, L. (1975): Targets for Monetary Policy in the coming year. *Brookings Paper on Economic Activity I*, 141-163.

Nelson, Ch. und Plosser, Ch. (1982): Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics 10*, 139-169.

Nickell, S. Nunziata, L., Ochel, W., Quintini, G. (2001): The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s - Preliminary Version. *CEP-Working Paper 502.*

Nickell, S., Nunziata, L., Ochel,W. und Quintini, G. (2002): The Beveridge curve, unemployment and wages in the OECD from the 1960s to the 1990s. Herausgegeben von P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz und M. Woodford. Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honour of Edmund S. Phelps, *Princeton University Press,* Princeton, Kap. 19, 394–440.

OECD (1992): OECD Wirtschaftsberichte Deutschland 1991/92, Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung.

OECD (1993): OECD Wirtschaftsberichte Deutschland 1993, Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung.

OECD (1994): OECD Wirtschaftsberichte Deutschland 1994, Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung.

OECD (1996): OECD Wirtschaftsberichte Deutschland 1996, Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung.

OECD (1998): OECD Wirtschaftsberichte Deutschland 1998, Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung.

OECD (1999c): Implementing the OECD jobs strategy: Assessing performance and policy, The *OECD Job Strategy 6,* 1-182.

OECD (2000): The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment, *Annex 2. Estimating Time varying NAIRU Across 21 OECD Countries*.

OECD (2006a): Going for growth,

OECD (2006b): Employment Outlook – Boosting Jobs and Income, June

Okun, A. M. (1962): Potential GNP: Its measurement and its significance. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section,* American Statistical Association, 98-103.

Oliner S. D. und Sichel, D. E. (2000): The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story? *Federal Reserve xerox*. (Zitiert nach DeLong (2000: 16))

Patinkin, D. (1948): Price Flexibility and Full Employment, *American Economic Review 38,* 53-564.

Patinkin, D. (1992): Real Balances. The New Palgrave Dictionary of Money and Finance. Hrsg. von P. Newman, M. Milgate and J. Eatwell. *Macmillan, London, Vol. 3*, 295-298.

Peersman, G. und Smets, F. (2001): Are the effects of monetary policy in the euro area greater in recessions than in booms? *ECB Working Paper 52*, März.

Pissarides, C. A. (1992): Loss of Skill During unemployment and the Persistence of Employment Shocks, *The Quarterly Journal of Economics 170(4)*, 1371-1391.

Planas, Ch., Roeger, W. und Rossi A. (2006): How much has labour taxation contributed to European structural unemployment? Erscheint demnächst in *Journal of Economic Dynamics and Control*.

Proietti T., Musso A. und Westermann T. (2002): Estimating Potential Output and the Output Gap for the Euro Area: a Model-Based Production Function Approach. European University Institute, *Economics Working Paper 9.*

Richardson, P., Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D. und Turner, D. (2000): The concept, policy use and measurement of structural unemployment: Estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries, *Working Paper 250, OECD*.

Riese, H. (1986): Theorie der Inflation. Tübingen.

Robinson J. (1962): Economic Philosophy. *Penguin Books*.

Røed, K. (1997): Hysteresis in Unemployment, *Journal of Economic Surveys 11(4)*, 389-418.

Rotemberg, J. J. (1982): Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output, *Review of Economic Studies*, *Blackwell Publishing 49(4)*, 517-31.

Rotemberg, J. J. (1998): A Method for Decomposing Time Series into Trend and Cycle Components, *Working Paper Harvard Business School*.

Rotemberg, J. J. (1999): A heuristic method for extracting smooth trends from economic time series, *NBER Working Paper 7439*.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2000): Chancen auf einen höheren Wachstumspfad, *Jahresgutachten 2000/2001.*

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2002): Zwanzig Punkte für Beschäftigung und Wachstum, *Jahresgutachten 2002/2003.*

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2003): Staatsfinanzen konsolidieren – Steuersystem reformieren, *Jahresgutachten 2003/2004.*

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2005): Erfolge im Ausland – Herausforderungen im Inland, *Jahresgutachten 2004/2005*.

Salemi, M. K. (1999): Estimating the Natural Rate of Unemployment and Testing the Natural Rate Hypothesis, *Journal of Applied Econometrics 14(1)*, 1-25.

Schultz, Th. W. (1961): Investment in Human Capital, American Economic Review, *American Economic Association Presidential Address* LI, 1- 17.

Schumacher, Ch. (2002): Alternative Schätzansätze für das Produktionspotential im Euroraum, *HWWA Studien 71,* Nomos, Baden-Baden.

Sinn, H.-W. (2005): Die Basarökonomie. Deutschland: Exportweltmeister oder Schlusslicht?, *Econ-Verlag*, Berlin 2005.

Solow, R. M. (1957): Technical Change and the Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics 39(3), 312-320.*

Solow, R. M. (1998): How cautious must the Fed be? Inflation, Unemployment, and Monetary Policy. Herausgegeben von B. M. Friedman, S. 1-28. *The MIT Press,* Cambridge, USA.

Solow, R. M. (2000): Unemployment in the United States and in Europe: A contrast and the reasons, *Working Paper 231,* CESifo.

Solow, R. M. (2006): Friedrich Ebert Stiftung

Spahn, H.-P. (1997): Disinflation und Arbeitslosigkeit. Über die Nichtneutralität der Geldpolitik. *Diskussionsbeiträge aus dem Institut für Volkswirtschaftslehre (520)*, Universität Hohenheim.

Stahmer, C. Bleses, C. P. und Meyer, B. (2000): Input-Output-Rechnung: Instrumente zur Politikberatung, *Online-Publikation von Destatis*.

St-Amant P. und van Norden S. (1997): Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada, *Bank of Canada, Technical Report Nr. 79*.

Svensson, L. E. O. (1999): Monetary Policy Issues for the Eurosystem. *Seminar Paper No. 667, Institute for International Economic Studies 10*, Stockholm University.

Taylor, J. B. (1980): Aggregate Dynamics and Staggered Contracts, *Journal of Political Economy 88*.

Taylor, J. B. (1999): An Historical Analysis of Monetary Policy Rules, *Monetary Policy Rules*, John B. Taylor, ed., *University of Chicago Press*, 319-41.

Tober, S. (1998): Lohnzurückhaltung als Mittel zur Bekämpfung von Arbeitslosigkeit? Eine Analyse vor dem Hintergrund der Mehrheits- und Minderheitsvoten in den Gutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute, *IWH-Diskussionspapier 77*, August.

Tobin, J. (1980): Stabilization Policy Ten Years After, *Brookings Papers on Economic Activity 1*, 19-71.

Tobin, J. (1993): Price Flexibility and Output Stability: An Old Keynesian View, *Journal of Economic Perspectives 7(1)*, 45-65.

Turner, D., Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D. und Richardson, P. (2001): Estimating the structural rate of unemployment for the OECD countries, *OECD Economic Studies II(33),*171-216.

Turner, D., Richardson, P. und Rauffet, S. (1996): Modelling the supply side of the seven major OECD economies, *OECD Economics Department Working Paper 167*.

Uzawa, H (1965): Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth, *International Economic Review 6(1)*, 18-31.

Valle e Azevedo, J., Koopman, S. J. und Rua, A. (2003): Tracking growth and the business cycle: a stochastic common cycle model for the Euro Area, *Euroindicator working paper*, Eurostat. Presented at the 4th Colloquium on modern tools for business cycle analysis.

Van Els, P., Locarno, A., Morgan, J. und Villetelle, J.P. (2001): Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What do Aggregate and National Structural Models Tell Us? *ECB Working Paper 94*.

Varian, H. (2001): Grundzüge der Mikroökonomie, 5. Auflage, Oldenburg Verlag.

Visser, J. (2006): Union Membership statistics in 24 countries, *Monthly Labor review, Jan.,* 38-49; hier speziell S. 44.

Watson, M. W. (1986): Univariate Detrending Methods With Stochastic Trends, *Journal Of Monetary Economics 18,* 49-75.

Wicksell, K. (1936): Interest and Prices (Übersetzung der 1898er Ausgabe von R.F. Kahn). London: Macmillan.

Williams, J. C. (2003): The Natural Rate of Interest. *FRBSF Economic Letter 32*.

Publisher: Hans-Böckler-Stiftung, Hans-Böckler-Str. 39, 40476 Düsseldorf, Germany
Phone: +49-211-7778-331, IMK@boeckler.de, http://www.imk-boeckler.de

IMK Studies is an online publication series available at:
http://www.boeckler.de/cps/rde/xchg/hbs/hs.xls/31939.html

ISSN: 1861-2180

The views expressed in this paper do not necessarily reflect those of the IMK or the Hans-Böckler-Foundation.

All rights reserved. Reproduction for educational and non-commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

Hans Böckler Stiftung

Fakten für eine faire Arbeitswelt.