

ZEW Konjunkturreport

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Jahrgang 4 · Nr. 4 · Dezember 2001

Verhaltener Optimismus für 2002

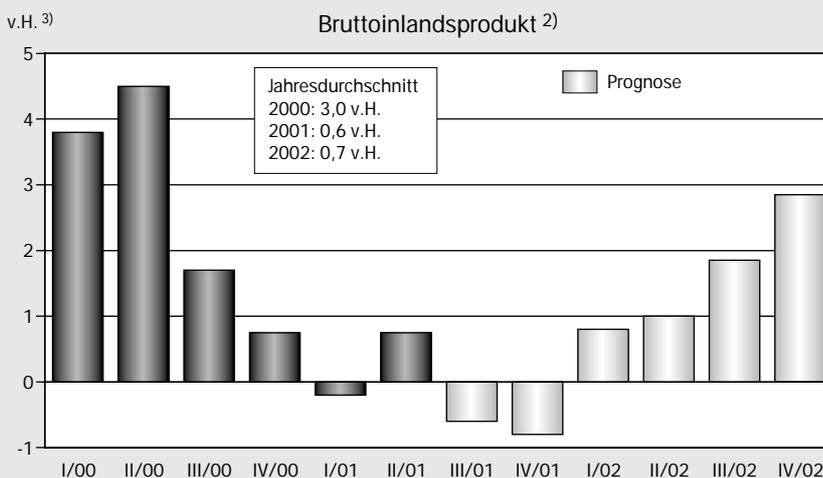
Weiterhin verunsichern die Auswirkungen des Konjunkturtiefs in den Vereinigten Staaten und des Terroranschlags vom 11. September 2001 die voraussichtliche wirtschaftliche Entwicklung sowohl für das laufende Jahr als auch für das Jahr 2002. Jedoch besteht Einigkeit in der Einschätzung, dass es nicht zu mehr als einer leichten Rezession kommen wird. Diese wird aber ab Mitte des kommenden Jahres einem neuen Aufschwung weichen.

■ Zwischen 0,7 und 1,3 v.H. liegen zur Zeit die Prognosen für die Veränderungsraten des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) für das kommende Jahr. Bei diesen Einschätzungen ist der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) am pessimistischen Ende und die Arbeitsge-

den ausfallen. Verursacht wird diese wenig erfreuliche Perspektive durch die deutlich nachlassende Investitionstätigkeit einerseits und durch die erhebliche Abschwächung der Exportaktivitäten der deutschen Wirtschaft andererseits. Bereits für das laufende Jahr wird durchgängig mit einer Abnahme der Bruttoan-

nicht mit einer spürbaren Verbesserung der Investitionstätigkeit zu rechnen. Eher dürfte das Gegenteil der Fall sein, folgt man der Mehrheit der Prognosen. Diesen zufolge werden auch 2002 die Anlageinvestitionen wiederholt sinken, aber deutlich abgeschwächer als im laufenden Jahr. Etwas optimistischer sind die ARGE und das IfW, die für 2002 eine leichte Verbesserung des Investitionsverhaltens um 0,6 v.H. voraussagen.

Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland von 2000 bis 2001¹⁾
– Basisprognose –



1) Schätzung des 3. und 4. Quartals 2001 und Vorausschau auf das Jahr 2002; 2) In Preisen von 1995, saisonbereinigt nach dem Berliner Verfahren; 3) Veränderung gegenüber dem Vorquartal auf Jahresrate umgerechnet. Quelle: Jahresgutachten des Sachverständigenrates 01/02, S. 266

meinschaft deutscher wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute (ARGE/Arbeitsgemeinschaft) am optimistischen.

Das kommende Jahr wird für die Bundesrepublik Deutschland recht beschei-

lageinvestitionen in einer Größenordnung zwischen -2,5 und -4,2 v.H. gerechnet. Hierbei spielen nicht nur die Bauwirtschaft eine entscheidende Rolle, sondern auch die Ausrüstungsinvestitionen. Aber auch für das kommende Jahr ist

Schwache Exportentwicklung

Neben der abnehmenden Investitionstätigkeit trägt auch die abgeschwächte Exporttätigkeit zu dem geringen Anstieg des BIP bei. Für das folgende Jahr wird mit einem Zuwachs bei den Exporten von lediglich 1,9 bis 4,1 v.H. gerechnet. Vergleicht man diese Prognosen mit der Zuwachsrate der Exporte für das Jahr 2000 von 13,2 v.H., dann wird deutlich, wie stark die Dynamik bei den Ex-

In dieser Ausgabe

Verhaltener Optimismus für 2002	1
Die voraussichtliche Lage in der EWU	3
ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im November 2001	4
Output, Output-Lücke und Potenzial-Output	6
Der Kalman-Filter	12
Polen: Rezessive Tendenzen	16

porten nachlassen wird. Als Stütze für die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland bleibt dann im wesentlichen nur noch der private Konsum, der zwischen 0,9 und 1,6 v.H. zunehmen wird.

Arbeitslosigkeit steigt wieder an

Einheitlich sind die Aussagen über die Arbeitslosigkeit. Nach einem Tiefstand von 3,25 Millionen im Jahre 2000 steigt sie im laufenden Jahr auf etwas über 3,8 Millionen, um dann im nächsten Jahr die Grenze von 4 Millionen zu überschreiten. Aber auch hier sind die Tendenzen einheitlich: der größte Anstieg der Arbeitslosenzahlen ist im laufenden Jahr zu erwarten, für das folgende Jahr erhöht sich die Arbeitslosenzahl dann nur noch geringfügig. Für die Beschäftigungsentwicklung folgt hieraus jedoch nicht, dass sie entsprechend abnehmen wird, eher ist das Gegenteil der Fall. Gegenüber dem Jahr 2000 gehen die meisten Prognosen von einem Anstieg der Beschäftigung für das laufende Jahr aus, der sich in einer Größenordnung zwischen 57.000 (IfW) und 270.000 Personen (Commerzbank) bewegen wird. Während der SVR, das IfW und die Commerzbank dann eine abnehmende Beschäftigung im Jahr 2002 prognostizieren, ist die Arbeitsgemeinschaft wiederum optimistischer: Sie erwartet einen weiteren, wenn gleich auch geringen, Anstieg der Anzahl der Beschäftigten für das Jahr 2002 in Höhe von etwa 15.000.

Die Preisentwicklung wird günstig eingeschätzt. Während für das laufende Jahr noch mit einer Preissteigerung von

etwa 2,5 v.H. gerechnet wird, fallen die Prognosen für das nächste Jahr deutlich niedriger aus. Die Inflationsrate dürfte bei 1,5 v.H. liegen. Ein kleinerer Teil der Preissteigerung für das laufende Jahr ist wohl auch der Umstellung von D-Mark auf Euro zuzuschreiben. Einige Unternehmen nutzen die Möglichkeit, ihre Preise in D-Mark so anzuheben, dass nach der Umstellung dann „glatte“ Euro-Beträge ausgewiesen werden können. Dieser Umstellungseffekt wird für das Jahr 2001 zu einem leicht höheren Preisanstieg führen, was den prognostizierten Wert von 2,5 v.H. für das laufende Jahr teilweise erklärt.

Lohnpolitik entscheidend für künftige Entwicklung

Die niedrigen Zuwachsraten für das reale BIP im laufenden Jahr und die nicht sehr günstigen Aussichten für 2002 sowie die Entspannung bei der Preisentwicklung lassen nur wenig Spielraum für die Tariflohnpolitik. Forderungen von 5 v.H. Lohnzuwachs und mehr für das kommende Jahr sind völlig überzogen und werden, falls sie durchgesetzt werden, zu einem Beschäftigungsabbau und zu steigender Arbeitslosigkeit führen, so dass die sich im zweiten Halbjahr 2002 entfaltenden Auftriebskräfte hiervon negativ berührt würden. Damit es zu einem weitgehend reibungslosen Aufschwung kommen kann, ist die Tariflohnpolitik gefordert, moderate Abschlüsse für das kommende Jahr zu tätigen, die eine Größenordnung zwischen 1 und 2 v.H. nicht

übersteigen sollten. Kommt es zu Abschlüssen in dieser Größenordnung, dann zeigen die Gewerkschaften ihre gesamtwirtschaftliche Verantwortung, da seitens der Geld- und Fiskalpolitik nicht mit nennenswerten Impulsen zu rechnen ist. Geldpolitische Maßnahmen wirken asymmetrisch und benötigen zur Stimulierung der wirtschaftlichen Aktivitäten einen langen Zeitraum. Zwar kann in einer überschäumenden Hochkonjunktur eine restriktive Geldpolitik zwecks Wahrung der Wiedergewinnung der Preisniveaustabilität durch eine Zurückführung der Kredite die Investitionen und damit die gesamtwirtschaftliche Nachfrage verringern. In der Phase eines Konjunkturtiefs kann die Geldpolitik indes lediglich ausreichend Liquidität zur Verfügung stellen. Die Unternehmen zum Investieren anzuregen oder gar zu veranlassen, das kann sie nicht. Und von der Fiskalpolitik sollten keine zusätzlichen Impulse in Form von Konjunkturprogrammen ausgehen.

Davon unberührt bleibt die Empfehlung, die konjunkturbedingten Mehrausgaben und Mindereinnahmen hinzunehmen, also die „automatischen Stabilisatoren“ wirken zu lassen. Des weiteren gilt es, die konsequente Konsolidierung der öffentlichen Haushalte voranzutreiben und die erforderlichen angebotsseitigen Maßnahmen einzuleiten, die für einen langanhaltenden Aufschwung unerlässlich sind, also unter anderem für eine höhere Flexibilität auf dem Arbeitsmarkt Sorge zu tragen. ◀

Dr. Herbert S. Buscher, buscher@zew.de

Tabelle 2: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 2001 und 2002

	Statist.BA 2000	SVR 2001	SVR 2002	GD 2001	GD 2002	DreB 2001	DreB 2002	OECD 2001	OECD 2002	Comm B. 2001	Comm B. 2002	IfW 2001	IfW 2002
BIP	3,0	0,6	0,7	0,7	1,3	0,6	1,0	0,7	1,0	0,6	0,8	0,5	1,2
Privater Konsum	1,5	1,2	1,0	1,6	1,5	1,6	1,6	1,5	1,4	1,8	1,0	1,4	0,9
Konsumausgaben des Staates	1,2	1,3	1,2	1,3	1,5	1,0	1,5	1,3	1,2	1,3	1,3	1,4	1,2
Bruttoanlage- investitionen	2,4	-3,0	-0,4	-2,7	0,6	-	-	-2,6	-0,7	-4,0	-1,3	-4,2	0,6
Exporte	13,2	5,3	1,8	4,7	2,3	4,6	1,9	5,1	3,0	5,0	0,3	5,0	4,1
Importe	10,0	3,5	1,9	2,3	3,6	2,7	3,4	2,9	3,6	1,5	1,3	1,4	3,6
Erwerbstätige (Tsd.)	1,7 38710	0,1 38741	-0,2 38661	0,1 38670	0,04 38685	-	-	0,05 38723	-0,35 38587	0,3 38800	-0,5 38600	0,1 38763	-0,1 38724
Arbeitslose (Tsd.)	3890	3852	3961	3845	3860	4000	4000	-	-	3900	4000	3854	3982
Arbeitslosenquote	9,6	9,4	9,7	9,0	9,1	9,3	-	-	-	-	-	9,1	9,3
Preisindex der Lebenshaltung	1,9	2,5	1,5	2,5	1,5	2,5	1,5	-	-	2,5	1,3	2,5	1,2

Mit Ausnahme der Arbeitslosenquote und der Anzahl der Erwerbstätigen und der Arbeitslosen alle Angaben als Veränderung in v.H. gegenüber dem Vorjahr. Arbeitslosenquote als Anteil der registrierten Arbeitslosen an allen zivilen Erwerbspersonen. SVR: Jahresgutachten 2001/02; GD: Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute 2001; Dresdner Bank: Nov. 2001; Commerzbank: 12/2001; OECD: November 2001; IfW Kiel: Pressemitteilung vom 12.12.2001. Stand: 12.12.2001

Die voraussichtliche Lage in der EWU

■ Die wirtschaftliche Dynamik in der EWU hat sich stark abgeschwächt, so dass momentan mit einer Stagnation zu rechnen ist. Für die Entwicklung entscheidend war im Jahre 2001 die schwache Zunahme der inländischen Nachfrage. So sind v.a. die Investitionen massiv zurückgegangen und auch der Zuwachs des privaten Konsums, der momentan wichtigsten Konjunkturstütze, nahm ab. Bei der Binnen- nachfrage war die Wirkung der Steuer- senkungen in einzelnen Staaten über- schätzt worden. Zudem kam es zu einer Verlangsamung des Exports infolge der verschlechterten weltwirtschaftlichen Rahmenbedingungen, die vor allem durch die Rezession in den USA bedingt sind. Der Außenhandel leistete zwar einen positiven Beitrag zum Anstieg des BIP, aber nur deswegen weil die Zuwächse beim Import stärker zurückgingen als beim Export. Die konjunkturelle Schwäche konzentrierte sich auf das produzie- rende Gewerbe und den Baubereich, während der Dienstleistungsbereich sei- ne dynamische Entwicklung beibehalten konnte. Die wirtschaftliche Abschwä- chung betrifft alle Volkswirtschaften der Europäischen Währungsunion.

Der Anstieg der Beschäftigten ist im Jahresverlauf zurückgegangen und die Ar- beitslosenquote nimmt entgegen dem Trend der letzten Jahre nicht mehr weiter ab. Im kommenden Jahr wird die Anzahl der Beschäftigten nur geringfügig zuneh- men. Die Anzahl der Arbeitslosen wird voraussichtlich zum ersten Mal seit 1997 wachsen, um etwa eine halbe Millionen, so dass die Arbeitslosenquote auf etwa 8,4 v.H. steigen wird. Um langfristige Ver- änderungen auf dem Arbeitsmarkt her- beizuführen und die Arbeitslosigkeit ab- zubauen, sind Reformen jetzt umso dringlicher erforderlich.

Der aktuelle Saldo der ZEW-Konjunktur- erwartungen in Höhe von 14,9 Prozent- punkten (November) deutet darauf hin, dass sich die konjunkturellen Aussichten in sechs Monaten wieder bessern könnten. Falls sich die erhoffte Erholung der US-Wirt- schaft einstellt, ist ein Abgleiten der eu- ropäischen Wirtschaft in eine Rezession unwahrscheinlich. Vielmehr ist mit einer vorübergehenden Stagnation in der EWU um die Jahreswende zu rechnen. Eine Trendwende ist zu erwarten, sobald die Un- ternehmer und Verbraucher wieder mehr Vertrauen fassen, womit frühestens im

Frühjahr gerechnet werden kann. Im Ver- lauf des Jahres 2002 wird die europäische Wirtschaft an Dynamik gewinnen, so dass in der zweiten Jahreshälfte voraussichtlich ein Aufschwung einsetzen mag. Die güns- tigen monetären Rahmenbedingungen könnten die Investitionen ankurbeln. Wei- tere Zinssenkungen durch die Europäische Zentralbank sind im Bereich des Mögli- chen. Die Inflationsraten werden niedriger als im Vorjahr ausfallen und die realen Ein- kommen der Haushalte erhöhen, so dass der Zuwachs des privaten Konsums stabil bleiben wird. Eine stärkere Zunahme der Exporte kann erst gegen Ende 2002 erwar- tet werden. Der Anstieg des BIP wird im Me- dian mehrerer Prognosen im Jahresdurch- schnitt 2002 1,5 v.H. betragen.

Angesichts der momentan schwachen konjunkturellen Lage werden verstärkt fiskalpolitische Maßnahmen zur Bele- bung der Wirtschaft verlangt. Eine deutlich höhere Neuverschuldung des Staates zur Überwindung der konjunkturellen Schwächephase mittels fiskalischer Maß- nahmen oder eine Aussetzung notwendi- ger Reformen sind jedoch irreführend und als kontraproduktiv zu beurteilen. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

	EWU		Italien		Spanien		Österreich		Niederlande		Finnland	
	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002
BIP, real	1,5	1,7	1,8	1,2	2,7	2,4	1,3	1,9	1,0	1,25	1,8	2,5
– Privater Verbrauch	2,0	1,8	1,7	1,7	2,6	2,4	1,5	1,9	1,25	3,25	2,5	2,5
– Investitionen	0,1	2,0	1,5	3,1	3,4	4,2	-0,9	0,5	-2,0	-0,75	5,0	5,0
– Exporte } Außenbeitrag*	0,7	0,0	4,8	2,3	5,5	6,1	4,5	5,2	2,25	3,25	-2,1	2,1
– Importe }			3,4	4,5	5,3	6,7	4,5	4,5	2,75	3,75	0,8	4,1
Verbraucherpreise	2,6	1,6	2,8	1,7	3,7	3,0	2,6	1,9	4,25	2,25	2,6	1,5
Arbeitslosenquote	8,4	8,4	9,6	9,6	13,2	12,8	3,8	3,8	3,25	4,0	9,2	8,9
Beschäftigung	1,1	0,25	1,6	0,4	2,1	1,7	0,4	0,4	2,0	0,25	1,3	0,5

	Belgien		Irland		Frankreich		Portugal		Griechenland		nachrichtl. GB	
	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002	2001	2002
BIP, real	1,6	1,8	6,4	3,4	2,0	2,2	1,5	1,3	4,0	4,0	2,3	1,7
– Privater Verbrauch	2,0	2,2	5,5	4,0	2,6	2,7	1,0	1,3	3,0	3,1	3,7	2,0
– Investitionen	2,3	3,4	3,1	2,5	3,0	1,7	0,1	2,0	8,5	8,7	1,4	-0,7
– Exporte	0,7	3,3	10,9	5,2	2,7	2,6	4,8	3,3	5,7	4,3	3,6	3,4
– Importe	1,2	3,4	8,6	5,6	1,9	3,6	2,3	3,0	5,2	4,5	4,8	3,3
Verbraucherpreise	2,4	1,5	4,8	3,1	1,8	1,5	4,3	2,8	3,5	2,7	2,5	1,8
Arbeitslosenquote	6,8	7,0	3,8	4,2	8,9	8,6	4,2	4,8	11,2	10,9	5,1	5,3
Beschäftigung	0,9	0,6	4,3	2,2	1,85	0,5	1,0	0,9	0,4	0,7	0,9	0,3

Angaben in v.H. gegenüber dem Vorjahr. Ausnahme: Arbeitslosenquote. * Veränderungen in v.H. des realen BIP des Vorjahres.

Quellen: EWU: IfW Kiel; Beschäftigung: OECD, Paris; Österreich: Wifo, Wien; Spanien: La Caixa, Barcelona; Belgien: IRES, Brüssel; Niederlande: CPB Report 2001/4, Den Haag; Finnland: ETLA 2001/3, Beschäftigung: OECD, Paris; Frankreich: OFCE, Paris; Beschäftigung: OECD, Paris; Irland: ESRI, Dublin; Italien: Prometeia, Rom; Beschäftigung: OECD, Paris; Portugal: Banco Espirito Santo, Lissabon; Beschäftigung: OECD, Paris; Griechenland: OECD, Paris; Großbritannien: OECD, Paris.

ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im November 2001

■ Der ZEW-Finanzmarkttest ist eine seit Dezember 1991 durchgeführte Umfrage, in der monatlich die im deutschen Finanzbereich vorherrschenden Erwartungen über die Entwicklung an sechs internationalen Finanzmärkten erhoben werden. Insgesamt beteiligen sich rund 350 Analysten an dieser Umfrage, darunter etwa 270 aus Banken und Kapitalanlagegesellschaften, 50 aus Versicherungen und 30 aus Industrieunternehmen. Angesprochen

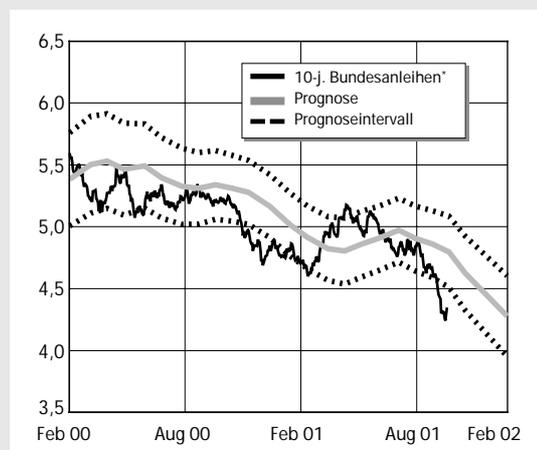
werden die Finanzexperten der Finanz- und Researchabteilungen sowie der volkswirtschaftlichen Abteilungen und die Anlage- und Wertpapierabteilungen dieser Unternehmen. Im einzelnen werden die Finanzmarktexperten nach ihren mittelfristigen Erwartungen befragt, die sie für wichtige internationale Finanzmärkte hinsichtlich der Entwicklung der Konjunktur, der Inflationsrate, der kurz- und langfristigen Zinsen, der Aktien- und der Wechselkurse

sowie der Branchen haben. Auf den folgenden beiden Seiten werden die wichtigsten Ergebnisse der aktuellen Umfrage, die vom 29. Oktober bis 13. November 2001 durchgeführt wurde, dargestellt. Weitere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest sind in Form einer Kurzinformati- on und des aktuellen ZEW-Finanzmarkt- reports für Dezember 2001 erhältlich. ◀

Felix Hüfner, huefner@zew.de
Volker Kleff, kleff@zew.de

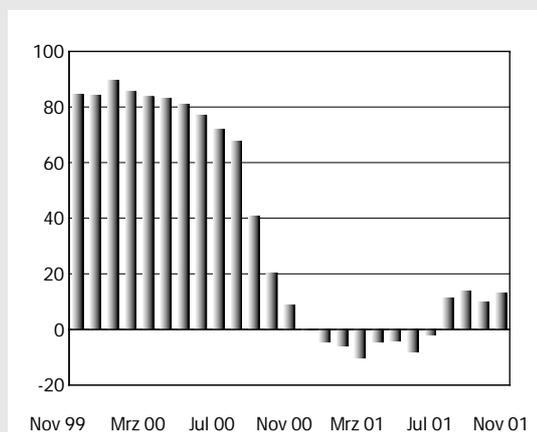
Euroraum: Aktienkurse steigen

Bundesanleihen: Entwicklung und Prognose



* Quelle: Thomson Financial Datastream; ZEW

Konjunkturerwartungen Deutschland



Saldo der positiven und negativen Einschätzungen bezüglich der Konjunkturlage in Deutschland in sechs Monaten. Quelle: ZEW

■ Leicht wird von Marktteilnehmern die Dynamik übersehen, mit denen die Aktienmärkte nach dem Einbruch infolge des 11. September wieder in die Höhe geschossen sind. Es scheint sich nun immer mehr die Meinung zu verfestigen, dass die Aktienkurse weiter steigen werden. Allerdings bleiben die mittelfristigen Aussichten ungewiss. Kommt es zu der schon traditionellen „Weihnachtsrallye an den Märkten“ oder fällt sie dieses Jahr aus?

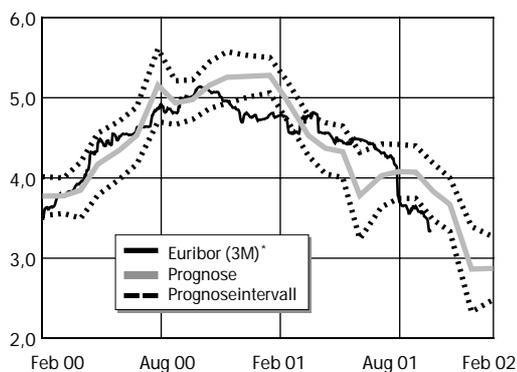
Auf kurze Sicht sollten sich die Anleger den Analysten zufolge nicht auf übermäßige weitere Kurssteigerungen an den Aktienmärkten einstellen. Als Folge der starken Anstiege der letzten Wochen wurden die Erwartungen für den Dax leicht gedämpft. So stieg der Anteil derjenigen Befragten, die auf Sicht von drei Monaten sinkende Kurse erwarten, auf etwa 12 v.H. an. Die Optimisten haben zwar an Zulauf verloren, sie liegen mit gut 65 v.H. aber weiter vorne. Ginge es nach ihnen, so ergäben sich als Kursziel für das deutsche Aktienkursbarometer 5.500 Punkte auf Sicht von drei Monaten. Die Botschaft dieser Einschätzungen scheint daher zu sein: Für langfristig orientierte Anleger dürfte ein Aktienkauf derzeit kein Fehler zu sein. Hierfür spricht auch die positive Grundstimmung der Experten zur

deutschen Konjunktur. Zwar sind die Erwartungen für die Wirtschaftslage in sechs Monaten in Folge der Terroranschläge im September zunächst zurückgegangen. Der Aufwärtstrend, der im Sommer eingesetzt hat, ist jedoch ungebrochen. Nach wie vor sollte deshalb zu Beginn des nächsten Jahres mit positiven Nachrichten über die deutsche Konjunktur zu rechnen sein. Mehr kurzfristig orientierte Investoren sollten freilich zunächst noch eine Konsolidierungsphase in den nächsten Wochen abwarten, die möglicherweise noch günstigere Einstiegskurse bietet. Insgesamt also könnte die „Weihnachtsrallye“ in Europa etwas verhaltener ausfallen als gewohnt.

Im Gleichklang mit den Aktienkursen sind auch die Preise am Rentenmarkt in den vergangenen Wochen angestiegen und die Renditen damit stark gesunken auf mittlerweile unter 4,5 v.H. Hier spiegelt sich vor allem die tendenziell zurückgehende Inflationsrate wider, wofür der Ölpreyrückgang mitverantwortlich ist. Die weiteren Aussichten für den Rentenmarkt werden gemischt beurteilt – Optimisten und Pessimisten halten sich fast die Waage. Weiter anhaltende Rückgänge am langen Ende der Zinskurve werden nicht erwartet. ◀

Euroraum: Zinstief noch nicht erreicht

Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



Quelle: * Thomson Financial Datastream; ZEW

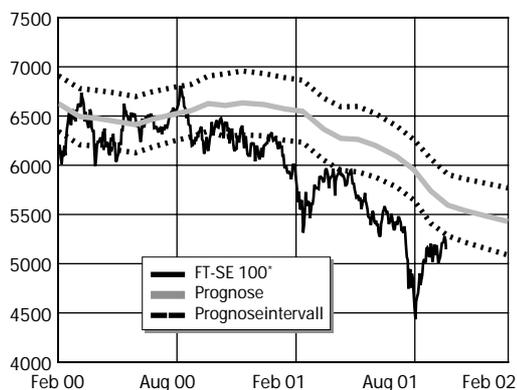
■ Die Leitzinssenkung der Europäischen Zentralbank vom 8. November war nicht der letzte Zinsschritt im laufenden Zyklus. Der Refinanzierungssatz wird bis zum Frühjahr des Jahres 2002 möglicherweise noch unter die 3-v.H.-Marke fallen. Eine weitere Senkung des wichtigsten Leitzinses der EZB um bis zu 50 Basispunkte ist vorstellbar.

Der jüngste Zinsschritt hat die Zinserwartungen zwar erheblich beeinflusst. Aber auch nach der Zinssenkung gehen noch fast drei Viertel der befragten Finanzmarkt-

experten von weiter sinkenden Geldmarktzinsen aus. Dafür sprechen die unvermindert niedrigen Inflationserwartungen: Obwohl die Zuwachsraten der Geldmenge nach wie vor deutlich über dem Referenzwert der Europäischen Zentralbank liegen und auch die Erwartungen für die Ölpreise langsam wieder nach oben drehen, erwarten mehr als zwei Drittel der befragten Analysten einen weiteren Rückgang der Preissteigerungsrate. Die Zinssenkungsphantasien bleiben den europäischen Finanzmärkten also somit erhalten. ◀

Großbritannien: Weitere Zinssenkungen erwartet

FT-SE 100: Entwicklung und Prognose



Quelle: * Thomson Financial Datastream; ZEW

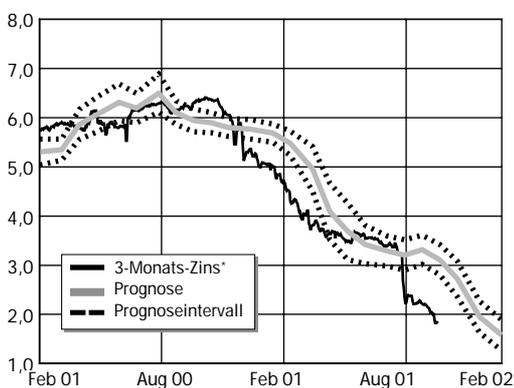
■ In diesem Jahr hat die Bank von England die Zinsen um 150 Basispunkte gesenkt. Die letzte Zinssenkung erfolgte am 8. November im Gleichschritt mit der Europäischen Zentralbank um 50 Basispunkte auf vier v.H. Dennoch bleiben die Analysten optimistisch und rechnen mit einem weiteren Zinssenkungsspielraum von 25 Basispunkten.

Begründet werden kann der Spielraum mit geringeren Inflationserwartungen. Im November sind nunmehr 46 v.H. der Analysten, nach 41 v.H. im August, der An-

sicht, dass die Inflation mittelfristig fallen wird. Dank der letzten Zinssenkung der Bank of England haben sich die Konjunkturerwartungen im November bereits aufgehellt. Waren Anfang November, also vor der Zinssenkung, noch 21 v.H. der Analysten optimistisch im Hinblick auf die konjunkturelle Situation in sechs Monaten, so sind es nun bereits 33 v.H. Die Optimisten unter den Analysten rechnen damit, dass die Zinssenkungen den Aktienindex FT-SE 100 auf ein Niveau von 5.800 Punkte anheben werden. ◀

USA: In der Rezession

Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



Quelle: * Thomson Financial Datastream; ZEW

■ In den USA wurde durch das NBER offiziell eine Rezession festgestellt. Nach dem Rückgang des Bruttoinlandsprodukts im dritten Quartal wird es im vierten Quartal erneut schrumpfen.

Diese Einschätzung teilt auch die große Mehrheit der Experten. Mehr als 86 v.H. schätzen die aktuelle Situation der US-Wirtschaft als schlecht ein. Doch bezüglich der zukünftigen Konjunkturerwartungen bekommen erstmals nach den Terroranschlägen die Optimisten wieder Zulauf. Gut 48 v.H. der befragten Finanzmarktexperten rechnen mit

einer Verbesserung in den nächsten sechs Monaten, 17 v.H. mit einer Verschlechterung. Der Grund dafür dürfte die Hoffnung sein, dass die Geldpolitik der amerikanischen Notenbank nachhaltige Wirkung zeigt. Nach der zehnten Zinssenkung in diesem Jahr ist der US-Leitzins auf dem niedrigsten Stand seit über 40 Jahren. Trotzdem gehen die Finanzexperten auch weiterhin von sinkenden Zinsen aus, wofür auch die jüngsten Äußerungen der Federal Reserve Bank sprechen. Bis Februar 2002 rechnen sie mit einem Drei-Monats-Zins von 1,6 v.H. ◀

Wissenschaft für die Praxis

Output, Output-Lücke und Potenzial-Output

Konjunkturbewegungen sind Schwankungen im Auslastungsgrad des Produktionspotenzials. Damit sind zwei wichtige Komponenten des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) angesprochen. Die mögliche Produktion („Potenzial-Output“) und die Abweichung aufgrund beispielsweise einer Konjunkturschwäche („Output-Lücke“). Diese Zerlegung in Komponenten ist wichtig, wenn man eine korrekte Einschätzung sowohl der konjunkturellen Situation als auch des langfristigen Wachstumspfades einer Volkswirtschaft treffen will. Unglücklicherweise jedoch existiert kein Zerlegungsverfahren, das allgemein akzeptiert wird.

■ Das Angebot an Output in einer Volkswirtschaft wird durch die Produktionsmöglichkeiten einer Volkswirtschaft bestimmt. Eine formale Darstellung kann mit Hilfe einer Produktionsfunktion erfolgen, welche den Output in Beziehung zu verschiedenen Inputfaktoren setzt. Beschränkt man sich auf die Inputs Arbeit und Kapital und modelliert den technischen Fortschritt zunächst über eine geeignete gewählte Trendvariable, dann müsste sich mit Hilfe der Produktionsfunktion sowohl der tatsächliche als auch der Potenzial-Output bestimmen lassen. Leider ist die Wirklichkeit aber erheblich komplizierter. Nicht nur, dass verschiedene Produktionsfunktionen zur Auswahl stehen (Cobb-Douglas, Leontief, Translog etc.), es ist auch der Inputfaktor Arbeit nicht sehr präzise bestimmt. Soll die Anzahl der Erwerbstätigen/abhängig Beschäftigten oder die tatsächliche Arbeitszeit verwendet werden, sollen Überstunden aus der tatsächlichen Arbeitszeit eliminiert werden, soll Arbeit unterschieden werden nach Qualifikationsgraden etc.? Soll der potenzielle Output durch den Inputfaktor „Sachkapital“ oder der tatsächliche Output durch „Kapital“ oder durch „Kapital x Auslastungsgrad“ bestimmt werden? Was ist der normale Auslastungsgrad des Faktors Arbeit, der zur Bestimmung des Potenzial-Outputs erforderlich ist? Kann der technische Fortschritt sinnvoll durch einen linearen Trend approximiert werden?

Auf keine dieser Fragen gibt es eine definitive Antwort, und es ist dem Ökonomen überlassen, eine überzeugende Spezifikation der Produktionsfunktion zu wählen,

die empirisch überzeugt. Allerdings ergeben sich je nach Spezifikation der Produktionsfunktion unterschiedliche Schätzungen des Potenzial-Outputs und somit der Output-Lücke (Output-Gap).

Anforderungen an Schätzungen des Potenzial-Outputs

Aus wirtschaftspolitischer Sicht sollen Schätzungen des Potenzial-Outputs die folgenden Anforderungen erfüllen:

- Sie sollten schnell verfügbar sein.
- Sie sollten leicht zu aktualisieren sein.
- Vergangene Werte sollten sich durch die Aktualisierung nicht (wesentlich) ändern.
- Die Output-Lücke sollte mit den „stylized facts“ kompatibel sein und im wesentlichen die konjunkturellen Schwankungen erfassen.
- Die Output-Lücke und das Potenzial sollten auf der Grundlage einer ökonomischen Theorie bestimmt werden.
- Es sollten Konfidenzbänder für die Schätzungen angegeben werden.

Dieser „Forderungskatalog“ kann praktisch nie vollständig erfüllt sein, da sich verschiedene Forderungen gegenseitig ausschließen. Beispielsweise ändern sich mit jeder Aktualisierung auch die vergangenen Werte, solange der Potenzial-Output durch ökonomische Variablen erklärt wird, da sich durch die Berücksichtigung neuer Beobachtungen die bisher geschätzten Koeffizienten ändern können. Mithin obliegt es dem Forscher, aus dem Kriterienkatalog be-

stimmte Anforderungen auszuwählen und daran seinen Ansatz zu messen. Hierbei ist die vielleicht wichtigste Entscheidung jene, ob die Bestimmung des Potenzial-Outputs auf ökonomischer oder auf rein statistischer Grundlage bestimmt werden soll.

„Mechanistische“ Filter

Neben „theoriebasierten“ Ansätzen existieren weitere Verfahren, den Potenzialoutput zu bestimmen. Diese Ansätze bauen auf zeitreihenanalytischen Techniken auf, die entweder uni- oder multivariater Natur sind. In der entsprechenden Fachliteratur bezeichnet man diese Verfahren als „mechanistische“ Ansätze. Hierunter fallen z. B. Filter wie Differenzenbildung und der Hodrick-Prescott-(HP) oder der Baxter-King-Filter (BK).

Eine dritte Klasse von Modellen zur Bestimmung des Potenzial-Outputs zerlegt das reale BIP (oder beliebige andere Zeitreihen) in eine permanente (Potenzial-Output) und in eine transitorische (zyklische) Komponente. Zu nennen sind hier u. a. das Verfahren von Cochrane, von Beveridge und Nelson und ihre Erweiterungen zu multivariaten Ansätzen.

Schließlich existiert noch eine vierte Gruppe von Verfahren, die Potenzialschätzungen mit Hilfe von Kalman-Filtern oder strukturellen VARs vornehmen.

Die Zerlegung einer Zeitreihe in bestimmte Komponenten stellt ein klassisches Filterproblem dar, das anschaulich im Frequenzbereich (im Gegensatz zum Zeitbereich) dargestellt werden kann. In diesem Kontext wird ein bestimmter Wert

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken zur Output-Lücke: (1963.I - 1995.II)

	$\Delta_4 \log(y)$	$\Delta \log(y)$	GAP _{Trend}	GAP _{HP}	GAP _{BK}	GAP _{MA}
Mittelwert	0.0277	0.0068	0.0010	0.0001	0.0018	-0.0000
Median	0.0293	0.0068	0.0064	0.0009	0.0009	-0.0000
Max	0.0973	0.0452	0.0741	0.0304	0.0304	0.0147
Min	-0.0372	-0.0397	-0.0690	-0.0351	-0.0351	-0.0370
Std.Abw.	0.0253	0.0119	0.0347	0.0153	0.0153	0.0071
JB-Stat	0.8630	19.42***	5.548*	1.1606	0.7878	133.1***
Anzahl der Beobachtungen	132	132	132	132	132	132

Tabelle 2: Korrelation zwischen Output-Größen

	$\Delta_4 \log(y)$	$\Delta \log(y)$	GAP _{Trend}	GAP _{HP}	GAP _{BK}	GAP _{MA}
$\Delta_4 \log(y)$	1					
$\Delta \log(y)$	0.575	1				
GAP _{Trend}	0.377	0.189	1			
GAP _{HP}	0.543	0.319	0.655	1		
GAP _{BK}	0.527	0.092	0.681	0.929	1	
GAP _{MA}	0.397	0.646	0.342	0.611	0.320	1

Anmerkungen: Die Variable y bezeichnet das reale BIP für Westdeutschland. Der Index Trend bezieht sich auf einen quadratischen Trend. BK = Baxter-King-Filter. HP = Hodrick-Prescott-Filter. MA = 5-Perioden gleitender Durchschnitt. JB-Stat = Jarque-Bera-Statistik, Test auf Normalverteilung; ***Signifikant auf 1 v.H.-Niveau. *Signifikant auf 10 v.H.-Niveau; GAP = Output-Lücke. Quelle: ZEW

einer Zeitreihe als die Realisation von Überlagerungen verschiedener harmonischer Schwingungen an einer gegebenen Frequenz interpretiert, die an unterschiedlichen Frequenzpunkten auftreten. Liegen Jahresdaten vor und hat die Zeitreihe eine Frequenz von 1/10, dann dauert die Schwingung 10 Jahre (= Periode), und innerhalb eines Jahres vollzieht sich 1/10 der Schwingung (Frequenz). Die Zerlegung einer Zeitreihe in verschiedene Komponenten filtert nun bestimmte Frequenzen aus der Reihe heraus und ordnet sie den einzelnen Komponenten zu. Weist eine Zeitreihe z. B. eine Trendkomponente, eine zyklische und eine saisonale Komponente auf, dann hat die Trendkomponente eine niedrige Frequenz (zeigt sich also im Niedrigfrequenzbereich des Spektrums) und die Saison eine hohe Frequenz (Hochfrequenzbereich), während die zyklische Komponente zwischen Niedrig- und Hochfrequenzbereich angesiedelt ist.

Soll die zyklische Komponente aus einer Zeitreihe extrahiert werden, dann benötigt man einen so genannten „bandpass Filter“. Hierzu ist es aber erforderlich, das Frequenzband, in dem sich zyklische Schwingungen darstellen, so exakt wie möglich zu bestimmen. Dieses Problem ist äquivalent zu der Fragestellung, wie lange ein Konjunkturzyklus dau-

ert. Diese Frage ist weder theoretisch noch empirisch eindeutig zu beantworten, da im allgemeinen die Länge von Konjunkturzyklen variabel ist. Folgt man deshalb dem pragmatischen Vorschlag des NBER, dann dauert ein Konjunkturzyklus mindestens 6 und höchstens 32 Quartale. Diese Zeitspanne entspricht einem Frequenzband von (0.03125; 0.16666), wenn die Frequenzen im Bereich von (0, 0.5) erfasst werden; d.h., alle Schwingungen außerhalb dieses Bandes sind zu unterdrücken (also praktisch auf Null zu setzen). Schwingungen im Niedrigfrequenzbereich (0; 0.03125) erfassen die trendmäßige Entwicklung einer Zeitreihe (hier also den Potenzial-Output), und Schwingungen im Hochfrequenzbereich (0.1666; 0.5) enthalten die saisonale und die irreguläre Komponente.

Differenzenbildung, gleitende Durchschnitte und der HP-Filter

Weist eine ökonomische Zeitreihe einen Trend auf, dann kann dieser durch verschiedene Techniken eliminiert werden, um so eine trendbereinigte Zeitreihe zu erhalten. Zeigt die Zeitreihe ein stochastisches Trendverhalten, dann liefern die ersten Differenzen, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$, die trendbereinigten Werte. Liegt hingegen

ein deterministischer Trend vor, z. B. ein linearer Trend oder ein Polynom p-ten Grades, dann sind die Abweichungen vom Trend die gesuchten Werte. Die deterministische Trendfunktion kann mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) geschätzt werden und die Residuen der Regression sind dann die Werte für die Output-Lücke. Alternativen zu beiden Ansätzen sind gleitende Durchschnitte oder die Verwendung des HP- oder Baxter-King-Filters. Die Verfahren führen zu einem unterschiedlichen Potenzial-Output und somit zu einer unterschiedlichen Output-Lücke. Folglich stellt sich je nach Verfahren die konjunkturelle Entwicklung in einem Land anders dar.

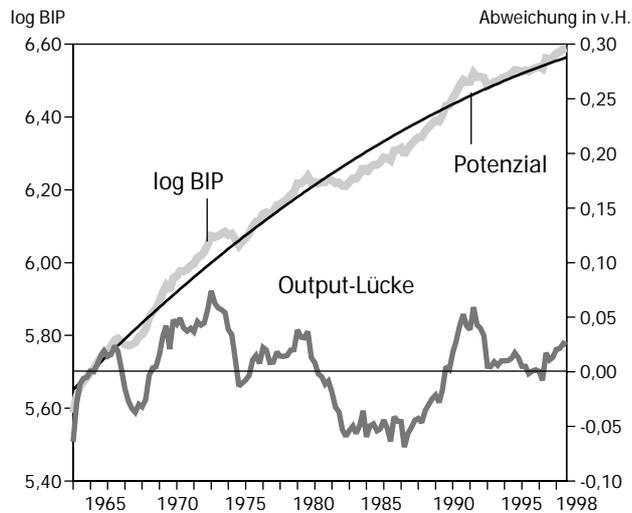
Die Abbildung 1 zeigt jeweils (soweit sinnvoll) den Potenzial-Output und die Output-Lücke, wenn rein statistische Verfahren gewählt werden. Die hier betrachteten Ansätze basieren auf der Schätzung eines quadratischen Trends für das reale BIP (y), auf einem 5-Quartale gleitenden Durchschnitt, auf dem Baxter-King-Filter (BK-Filter) und auf dem HP-Filter. Für die Output-Lücke wurden zusätzlich die ersten Differenzen des realen BIP und die Differenzen gegenüber dem entsprechenden Vorjahreszeitraum berechnet.

Zusätzlich zur graphischen Darstellung zeigt Tabelle 1 einige statistische Kennzahlen für die sechs verschiedenen Maße der Output-Lücke. Auffällig ist zunächst, dass bei Differenzen gegenüber dem Vorjahresquartal für den Untersuchungszeitraum eine durchschnittliche Veränderungsrate von 2,7 v.H. ausgewiesen wird, während in den übrigen Fällen, teilweise vom Ansatz her bedingt, die Veränderungsraten zwischen 0 und 0,7 v.H. liegen. Neben den Unterschieden in den durchschnittlichen Veränderungs-raten fallen insbesondere die unterschiedlichen Amplituden für die Output-Lücke auf. Während die Minima sich vorwiegend zwischen -3,5 und -4,0 v.H. bewegen (von der quadratischen Trendbereinigung abgesehen), unterscheiden sich die Maxima wesentlich deutlicher: sie reichen von 9,7 v.H. bei den Vorjahresdifferenzen bis zu nur 1,5 v.H. beim gleitenden Durchschnitt. Folglich akzentuieren die verschiedenen Filter konjunkturelle Abschwungphasen hinsichtlich des Ausmaßes wesentlich einheitlicher als konjunkturelle Boomphasen.

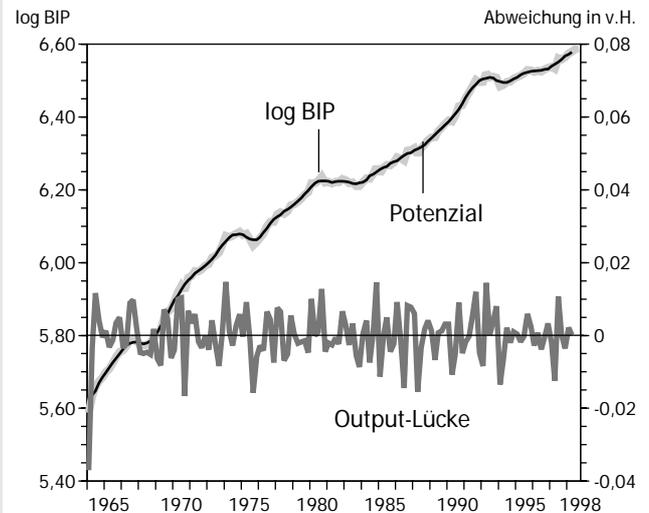
Tabelle 2 zeigt die zeitgleichen Korrelationen zwischen den verschiedenen Messungen der Output-Lücke. Für die

Abbildung 1: Bruttoinlandsprodukt (BIP), Potenzial-Output und Output-Lücke in Westdeutschland

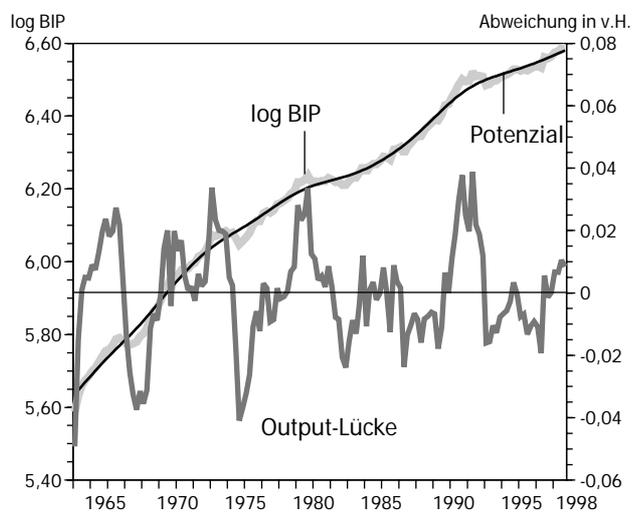
Quadratischer Trend



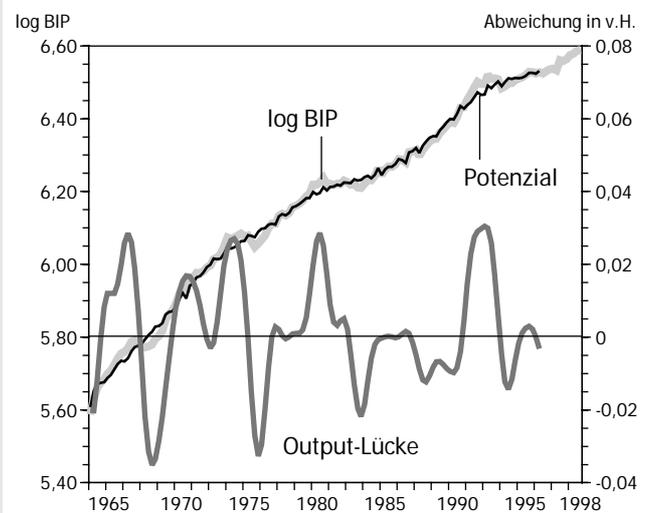
5-Perioden-gleitender Durchschnitt



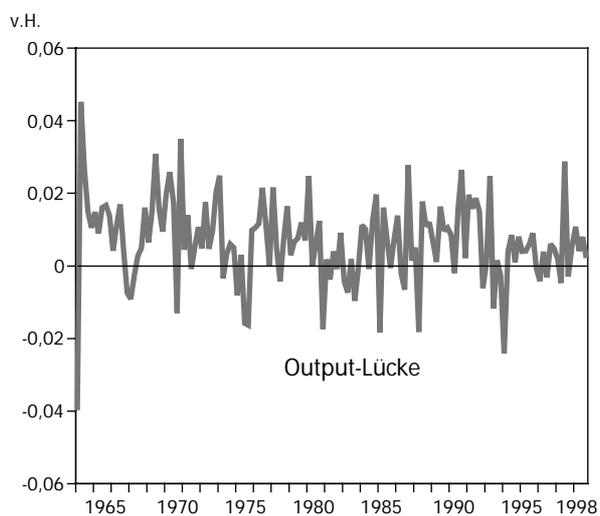
HP-Filter



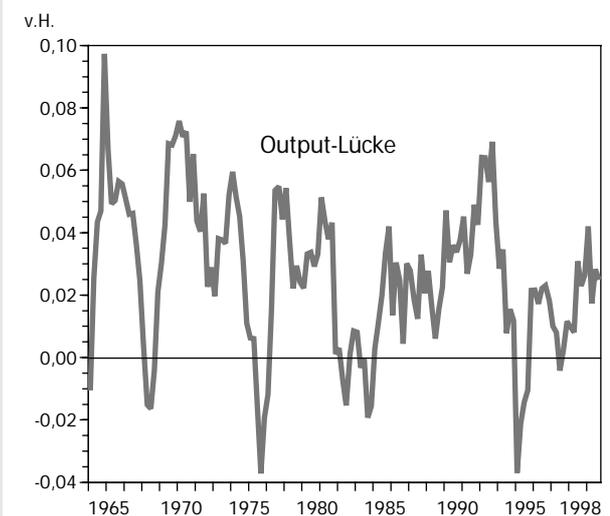
BK-Filter



Veränderungen zum Vorquartal



Veränderungen zum Vorjahresquartal



Die linke Skala bezieht sich in den oberen vier Bildern auf das logarithmierte BIP (real) und das Output-Potenzial, die rechte Skala auf die Output-Lücke als relative Abweichung des Potenzials vom BIP.
Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen

Output-Lücken nach dem HP- und dem BK-Filter ergeben sich mit 0,929 die höchsten Korrelationen, gefolgt von den Korrelationen der beiden Filter mit dem deterministischen Trendansatz. Bemerkenswert ist, dass die Korrelationen zwischen $\Delta_4 \log(y_t)$ und den übrigen Größen relativ schwach ausfallen. Dies lässt vermuten, dass eine Filterung der Zeitreihe mit $\Delta_4 \log(y_t)$ ein erheblich anderes konjunkturelles Bild zeichnet als die alternativen Filter. Diese Vermutung wird anhand der beiden unteren Bilder in Abbildung 1 bestätigt.

Die Filter und ihre Eigenschaften

Da außer dem HP- und dem BK-Filter alle anderen Techniken hinlänglich bekannt sind, wird hier nur auf diese beiden Filter eingegangen. Der Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) zerlegt eine Zeitreihe in eine Wachstumskomponente, g_t , und in eine zyklische Komponente, c_t . Die Wachstumskomponente hat einen recht glatten Verlauf, und als Maß für die Glätte von g_t dient die Summe der Quadrate der zweiten Differenzen. Die Abweichungen der Zeitreihenwerte von der glatten Komponente ergeben die zyklische Komponente. Über einen längeren Zeitraum summieren sich diese Abweichungen zu null. Formal ist der HP-Filter durch

$$M_{HP} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-2} - g_{t-3})]^2 \right\}$$

gegeben, wobei λ die so genannte Glättungskonstante ist, die für die Variabilität in der Wachstumskomponente bestraft. Je größer λ ist, desto glatter verläuft die Wachstumskomponente. Geht λ gegen ∞ , dann entspricht die Wachstumskomponente einem linearen Trend. Bei Quartalsdaten empfehlen Hodrick und Prescott $\lambda = 1600$ und für Jahresdaten $\lambda = 100$ zu wählen. Diese Empfehlung stammt aus der empirischen Überlegung, dass etwa 1/8 von einem Prozent Wachstum pro Quartal auf die zyklische Komponente entfällt und eine zyklische Komponente von 5 v.H. als ausreichend angesehen wird. Unter diesen Annahmen berechnet man λ wie folgt: $\lambda^{1/2} = 5/(1/8) = 40$, woraus $\lambda = 1600$ folgt. Der Filter ist relativ robust hinsichtlich der Wahl des Glättungsparameters, und in der Mitte der Zeitreihe ist der HP-Filter symmetrisch, so dass seine Anwendung nicht zu einer Phasen-

verschiebung der transformierten Reihe führt. Als Nachteile des HP-Filters werden im allgemeinen genannt, dass er insbesondere an den Rändern der Zeitreihe nicht mehr symmetrisch ist, so dass die Straffunktion nicht mehr korrekt wirkt. Dies bedingt, dass der optimale Trend stärker auf transitorische Schocks reagiert als in der Mitte der Zeitreihe. Baxter und King empfehlen daher, jeweils zwölf Beobachtungen an den Rändern der Zeitreihe zu eliminieren. Der HP-Filter ist ein so genannter High-pass-Filter, der idealerweise alle niedrigfrequenten Schwingungen in einer Zeitreihe eliminiert.

Der von Baxter und King vorgestellte Filter ist ein so genannter Band-pass-Filter, der idealerweise sowohl hoch- als auch niedrigfrequente Schwingungen eliminiert. In seiner praktischen Anwendung handelt es sich um einen endlichen gleitenden Durchschnitt über 24 Quartale.

$$y_t^f = \sum_h a_h y_{t-h} = a(L)y_t \\ h = -12, \dots, -1, 0, 1, \dots, 12$$

Die Gewichte für diesen gleitenden Durchschnitt ermitteln Baxter und King über die inverse Fourier-Transformierte der Frequenz-Antwort-Funktion (dem Leser ggf. nicht geläufige Fachbegriffe werden in dem Kasten auf Seite 11 erklärt). Die derart berechneten Filtergewichte werden dann durch eine zusätzliche Restriktion modifiziert. Diese Restriktion bewirkt, dass die Summe der Filtergewichte gleich null ist. Durch den gleitenden Durchschnitt gehen jeweils 12 Beobachtungen an den Rändern der Zeitreihe verloren. Weiterhin ist der BK-Filter in der Lage, I(2)-Variablen in stationäre Zeitreihen zu verwandeln. Schließlich lässt der Band-pass-Filter den überwiegenden Teil der Schwingungen zwischen 6 und 32 Quartalen passieren.

Filtereigenschaften im Frequenzbereich

Da der erste Differenzenfilter nicht symmetrisch ist, erzeugt seine Anwendung auf die Ausgangsreihe eine Phasenverschiebung in der transformierten Zeitreihe. Folglich besteht die Frequenz-Antwort-Funktion des erste Differenzenfilters aus der Gainfunktion und aus der Phasenverschiebung. Beide Funktionen sind in Abbildung 2 in Abhängigkeit der Frequenz ω dargestellt, wobei $0 \leq \omega \leq 0.5$ gewählt wurde. Für die hier relevanten

konjunkturellen Schwankungen bedeutet dies, dass die Frequenzen zwischen 0.032 (= 32 Quartale) und 0.165 (= 6 Quartale) zu untersuchen sind.

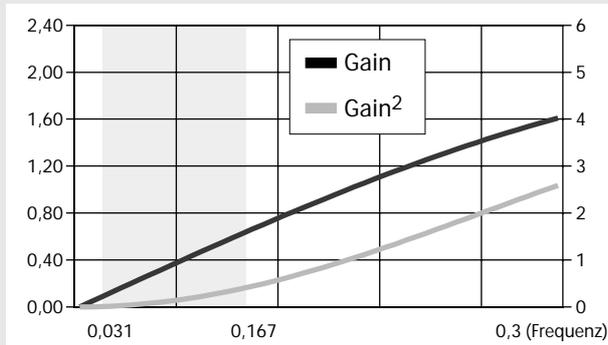
Der erste Differenzenfilter ist ein High-pass-Filter, d.h. er lässt hochfrequente Schwingungen passieren bzw. verstärkt sie sogar und dämpft niedrige Frequenzen. Angewandt auf eine Zeitreihe liefert der Filter also die „trendbereinigten“ Werte und die zyklische Komponente. Idealerweise sollte die quadrierte Gainfunktion links vom grau schraffierten Bereich durchgängig den Wert Null annehmen und danach den Wert eins. Die Abbildung 2 zeigt aber, dass ein erheblicher Teil der konjunkturellen Schwankungen zu schwach gewichtet wird, so dass diese Schwankungen stark gedämpft werden. Diesem Kompressionseffekt steht eine Übergewichtung der Schwankungen im Hochfrequenzbereich gegenüber, da hier die Gainfunktion (bzw. das Quadrat) Werte annimmt, die größer als eins sind. Folglich liefert dieser Filter eine Zeitreihe, die wesentliche Teile der zyklischen Komponente unter- und erratische Schwankungen überbewertet. Zusätzlich erzeugt der Filter eine Phasenverschiebung, die $(\omega/2) \cdot 0.25$ beträgt. Dieser Betrag ist als Anteil an der Gesamtperiode der Welle zu deuten, um den der Filter eine Welle der Frequenz ω verschiebt.

Ebenfalls in Abbildung 2 ist die Gainfunktion für einen 5-Perioden gleitenden Durchschnitt dargestellt. Da dieser Low-pass-Filter symmetrisch ist, liegt keine Phasenverschiebung vor.

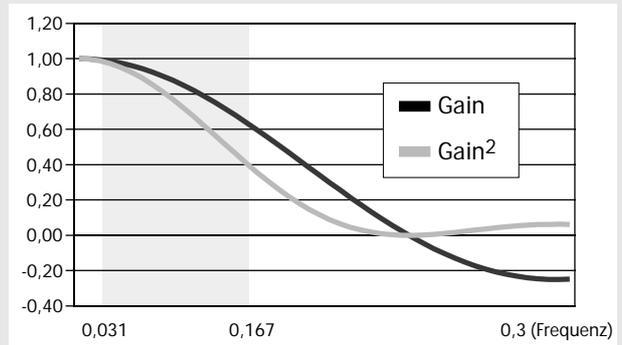
Die Gainfunktion hat für niedrige Frequenzen einen Wert in der Nähe von eins, lässt also langwellige Schwingungskomponenten im wesentlichen passieren, wohingegen kurzwellige Schwingungskomponenten gedämpft werden. Als Ergebnis liefert dieser Filter eine Zeitreihe für den Potenzial-Output. Da aber auch hier die Gainfunktion/quadrierte Gainfunktion von Null verschiedene Werte im konjunkturellen Schwankungsbereich annimmt, erzeugen gleitende Durchschnitte eine Reihe für den Potenzial-Output, die auch zyklische Komponenten enthält. Allerdings besteht hier für den Anwender die Möglichkeit, über die Wahl der Länge des Stützbereiches die Effekte zumindest teilweise zu dämpfen. Anstelle eines 5-Perioden gleitenden Durchschnitts könnte es sich als zweckmäßiger erweisen, z.B. auf einen 13-Perioden gleitenden Durchschnitt zurückzugreifen.

Abbildung 2: Gain-Funktionen für verschiedene Filtermethoden

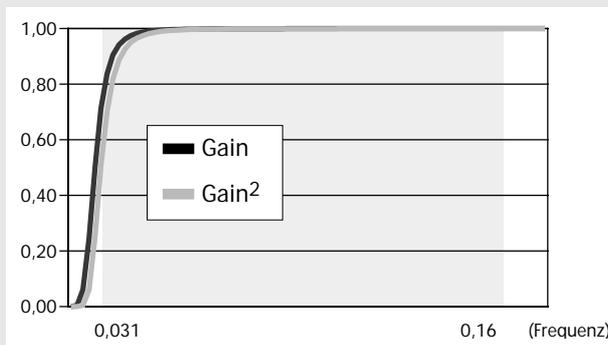
erste Differenzenfilter



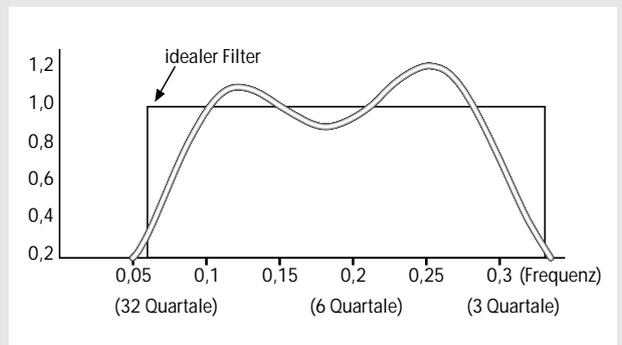
5-Perioden-gleitender Durchschnitt



HP-Filter



BK-Filter



Quelle: ZEW, eigene Berechnungen

Der HP-Filter ist im zentralen Bereich der Filterung (also nicht an den aktuellen Rändern) symmetrisch, so dass keine Phasenverschiebung vorliegt. An der Frequenz Null ist die Gainfunktion ebenfalls Null und an der Frequenz 0.5 hat die Funktion den Wert $16\lambda/(1+16\lambda) \approx 1$. Die quadrierte Gainfunktion im unteren linken Bild zeigt aber auch, dass erst bei etwa 16 Quartalen (Frequenz etwa 0.0625) der Filter den Wert eins annimmt. Ebenfalls zeigt die Gainfunktion (bzw. ihr Quadrat), dass der Filter bei der Frequenz 0.03 erst einen Wert von knapp 0.5 anstelle von 1 annimmt. Dies bedeutet, dass der HP-Filter niedrigfrequente Konjunkturschwankungen untergewichtet. Weiterhin ist ersichtlich, dass die Gainfunktion an der Frequenz Null zwar den Wert Null annimmt, aber dann von Null verschiedene Werte aufweist. Hieraus folgt, dass Varianzanteile im Niedrigfrequenzbereich der zyklischen Komponente zurechnet werden, obwohl sie eher ein Trendverhalten reflektieren. Solche Effekte bezeichnet man als Sickerverluste oder leakage-Effekte. Andererseits aber vernachlässigt der HP-Filter Teile der Varianz im konjunkturellen Bereich, da er

erst den Wert von etwa 0.5 an der Frequenz 0.03 annimmt. Einen solchen Effekt bezeichnet man als Kompression, d.h. konjunkturelle Schwankungen werden um etwa die Hälfte gedämpft, werden also nicht in vollem Umfang der zyklischen Komponente zugeordnet. Diese Nachteile des HP-Filters sollten jedoch nicht überbewertet werden. Wichtiger ist, diese Eigenschaften mit denen der anderen Filter zu vergleichen und sich dann für den Filter zu entscheiden, der für den Anwender die geringsten Nachteile aufweist.

Schließlich ist noch der BK-Filter zu untersuchen. Der BK-Filter ist symmetrisch und führt somit zu keiner Phasenverschiebung. Angewandt auf eine Zeitreihe liefert der BK-Filter die zyklische Komponente (im Gegensatz zu dem 5-Perioden gleitenden Durchschnitt). Dieses Resultat folgt aus der speziellen Konstruktion der Gewichte des Filters. Abbildung 2 zeigt im unteren rechten Bild die quadrierte Gainfunktion für den BK-Filter. Zu Beginn und am Ende eines Konjunkturzyklus kommt es zu leichten leakage-Effekten und jeweils zu starken Kompressionseffekten. In der Mitte eines Konjunkturzyklus ver-

stärkt der BK-Filter zum Teil Frequenzen, gewichtet sie also stärker als 1, aber es kommt auch zu geringfügigen dämpfenden Effekten auf konjunkturelle Frequenzen. Um insbesondere die Kompressionseffekte zu vermeiden, empfehlen Baxter und King, jeweils 12 Beobachtungen an den Rändern der Zeitreihe zu eliminieren. Für ex-post Analysen konjunktureller Schwankungen ist dieser Vorschlag sicherlich ein gangbarer Weg, soll aber eine Entscheidung über den aktuellen Zustand einer Volkswirtschaft getroffen werden, dann stehen insbesondere am aktuellen Rand der Zeitreihe keine verlässlichen Daten zur Verfügung.

Zusammenfassung

Potenzial-Output und Output-Lücke sind zentrale Begriffe für die Analyse der aktuellen Situation einer Volkswirtschaft. Da beide Größen nicht beobachtbar sind, müssen sie aus allgemein zugänglichen Daten geschätzt werden. Wünschenswert wäre es, wenn diese Schätzungen auf der Grundlage theoretischer Überlegungen durchgeführt werden könnten, wobei insbesondere die Angebotsseite

Analyse von Zeitreihen im Frequenzbereich

Die Eigenschaften von Zeitreihen können entweder im Zeit- oder im Frequenzbereich dargestellt werden. Die Unterschiede liegen nur in der Aufbereitung der in der Zeitreihe enthaltenen Informationen. Während im Zeitbereich häufig die Autokorrelationsfunktion zur Analyse der Eigenschaften von Zeitreihen untersucht wird, verwendet man im Frequenzbereich typischerweise das (Stichproben-) Spektrum der Zeitreihe. Das Spektrum zerlegt die gesamte Varianz der Zeitreihe auf die einzelnen Frequenzen. Hieraus wird dann ersichtlich, welche Frequenzen am stärksten zur Gesamtvarianz beitragen. Um das Verhalten einer Zeitreihe im Frequenzbereich analysieren zu können, reicht es aus, die Beiträge der einzelnen Frequenzen im Bereich $(0, 0.5)$ zu untersuchen (oder wenn die Darstellung in Kreisfrequenzen erfolgt, für den Bereich $(0, \pi)$). Der Frequenzbereich von 0 bis 0.5 zeigt bei Frequenzen dicht bei Null niedrigfrequente Schwingungen an, also langfristige Schwingungen, und bei Frequenzen in der Nähe von 0.5 hochfrequente Schwingungen, also sehr kurzfristige Schwingungen. Trägt eine Frequenz oder ein Frequenzband wesentlich zur Varianz der Zeitreihe bei, dann zeigt sich ein typischer „peak“ (Spitze) im Spektrum. Je ausgeprägter diese peaks sind, desto bedeutsamer ist der Beitrag dieser Frequenz zur Varianz.

Das Spektrum einer Zeitreihe

Bezeichnen wir die (theoretische) Autovarianzfunktion zum Lag τ mit $\gamma(\tau)$, dann kann man über eine so genannte Fourier-Transformation aus dem

Zeit- in den Frequenzbereich gelangen. Die Transformation ist durch $f_x(\omega) = \sum_{\tau} \gamma(\tau) e^{i2\pi\omega\tau}$ gegeben, wobei $i = \sqrt{-1}$ gilt. $f_x(\omega)$ ist dann das Spektrum der Zeitreihe, berechnet für unterschiedliche Frequenzen ω , wobei hier $0 \leq \omega \leq 0.5$ gewählt wird. $(1/\omega)$ gibt dann die Periode der Schwingung an der Frequenz ω an. Das Spektrum einer Zeitreihe hat eine anschauliche Interpretation: An der Frequenz 0 entspricht das Spektrum, ebenso wie die Autokovarianzfunktion zum Lag 0, der Varianz der Zeitreihe. Die nachfolgenden Frequenzen ω geben nun an, welchen Beitrag die einzelnen Frequenzen zur gesamten Varianz der Zeitreihe liefern. Trägt eine Frequenz besonders stark zur Varianz der Zeitreihe bei, dann zeigt sich dies in einem entsprechenden peak im Spektrum.

Filterung im Frequenzbereich

Transformieren wir im Zeitbereich eine Zeitreihe x_t in eine neue Zeitreihe y_t , indem z.B. ein linearer Filter angesetzt wird, also $y_t = \sum_h a_h x_{t-h} = a(L)x_t$; $h = -\infty, \dots, -1, 0, 1, \dots, \infty$, dann lautet die entsprechende Transformation im Frequenzbereich $f_y(\omega) = |F_a(\omega)|^2 f_x(\omega)$, wobei $F_a(\omega)$ die Frequenz-Antwort-Funktion bzw. Transferfunktion des Filters ist. Werden an den Filter $a(L)$ keine besonderen Anforderungen wie beispielsweise Symmetrie gestellt, dann setzt sich die Transferfunktion $F_a(\omega)$ aus der Gainfunktion, $G(\omega)$, und der Phasenfunktion, $\phi(\omega)$, also $F_a(\omega) = G(\omega)e^{i2\pi\phi(\omega)}$ zusammen. Ist der Filter symmetrisch, dann stimmen Frequenz-Antwort-Funktion und Gainfunktion überein, da in diesem Falle keine Phasenverschie-

bung stattfindet, also $\phi(\omega) = 0$ ist.

Gain- und Phasenfunktion

Die Gainfunktion informiert über Verstärkungseffekte eines Filters an bestimmten Frequenzen. Sinnvoll interpretieren kann man nur den Absolutbetrag der Gainfunktion oder aber die quadrierte Gainfunktion. Der Grund ist, dass die Gainfunktion, je nach Filter, auch negative Werte annehmen kann, also eine Vorzeichenumkehr bewirkt.

Die Phasenfunktion $\phi(\omega)$ gibt den Anteil an der Gesamtperiode der harmonischen Welle an, um den der Filter eine Welle der Frequenz ω verschiebt. Ist die Phasenfunktion für alle Frequenzen konstant, also $\phi(\omega) = c$, dann wird jede Schwingungsphase um den gleichen Prozentsatz $100 \cdot c$ v.H. ihrer Periode verschoben. Man spricht dann von einem festen Phasenlag. Ist hingegen $\phi(\omega)/\omega = c$, dann wird jede Schwingungskomponente um die gleiche Anzahl c von Zeitpunkten verschoben, so dass ein fester Zeitlag vorliegt.

Ist man an den Eigenschaften eines Filters interessiert, der entweder bestimmte Frequenzen verstärkt oder unterdrückt, dann konstruiert man sich zunächst den idealen Filter, der nur die gewünschten Frequenzen berücksichtigt, und vergleicht diesen idealen Filter mit dem Absolutbetrag der Gainfunktion und mit der quadrierten Gainfunktion. Ideale Filter stimmen nur dann mit den empirischen Filtern überein, wenn für letztere Daten von $(-\infty, \infty)$ vorliegen. Da dies niemals der Fall ist, stellen empirische Filter immer eine Approximation an die idealen Filter dar

zu berücksichtigen wäre. Unglücklicherweise ist dies zur Zeit jedoch kein praktikabler Weg, so dass ökonometrische Schätzungen eher auf die nachfrageseitigen Bedingungen der Output-Lücke abstellen. Da aber nur wenig Einigkeit über die korrekte Spezifikation herrscht, gibt es so viele Schätzungen der Output-Lücke wie Studien auf dem Markt sind.

Wegen der Schwierigkeiten, die mit einer ökonomisch begründeten Schätzung des Potenzial-Outputs verbunden sind, verwenden viele Anwender lieber mechanistische Filter. Die bekanntesten sind erste Differenzen oder Differenzen

gegenüber dem Vorjahreszeitraum und der HP-Filter. Auch hier gilt, dass jeder Filter einen anderen Verlauf der Output-Lücke verursacht, so dass letztlich nur sehr bedingt entschieden werden kann, welche Filter, wenn überhaupt, verwendet werden sollten. Von ihren statistischen Eigenschaften bieten sich insbesondere der HP- und der BK-Filter an. Die Probleme mit beiden Filtern sind aber, dass gerade am aktuellen Rand entweder Unsicherheiten entstehen oder aber Daten verloren gehen, so dass sie für eine aktuelle Analyse nur bedingt verfügbar sind.

Schließlich ist noch auf ein weiteres Problem hinzuweisen, das sich auf die Länge von Konjunkturzyklen bezieht. Nach der Version des National Bureau of Economic Research (NBER) dauert ein Zyklus zwischen 6 und 32 Quartalen, beinhaltet also sowohl die Abschwung- als auch die Aufschwungphase. Der letzte Konjunkturzyklus in den USA, aber auch der Aufschwung in Deutschland zwischen 1983 und 1992 zeigen jedoch, dass allein die Aufschwungphase länger dauerte als die vom NBER unterstellte gesamte Zyklusdauer. ◀

Dr. Herbert S. Buscher, buscher@zew.de

Der Kalmanfilter

Der Kalmanfilter wird in der empirischen Wirtschaftsforschung häufig in Modellen mit zeitvariablen Parametern eingesetzt, wie sie z.B. in der Makro- und Finanzmarktökonomie verwendet werden. Im folgenden Beitrag wird das Prinzip des Kalmanfilters erläutert und anhand eines Beispiels zur Output-Lücke illustriert.

Zunächst sei ein einführendes Beispiel außerhalb der Ökonomie genannt:

Eine Raumkapsel kreist um die Erde. Ihre Position und Geschwindigkeit im Weltraum wird von Ingenieuren von der Navigationsstation auf der Erde aus ständig überwacht und gesteuert. Obwohl die physikalischen Gesetze bekannt sind, um die Bahn der Kapsel zu beschreiben, ist es sehr schwer, zu jedem Zeitpunkt die exakte Position der Kapsel zu benennen. Es gibt immer wieder unerwartete externe Störungen und Impulse, die auf das Bewegungssystem einwirken. Sie treten zufällig auf und beeinflussen die Position der Kapsel. Die Ingenieure beobachten die Position und Geschwindigkeit der Kapsel und nehmen bei neu eintreffenden Beobachtungen sofort neue Berechnungen vor, um den aktuellen Pfad möglichst präzise zu bestimmen. Es wird also kontinuierlich versucht, durch stetige Beobachtung die Störungen aus dem Bewegungssystem herauszufiltern. Man möchte damit erreichen, dass Korrekturmaßnahmen zur Navigationssteuerung der Raumkapsel auf dem wahren, unbeobachteten Pfad aufbauen, und deshalb wirksam sind. Die Modellierung dieses Beispiels erfolgt in einem Zustandsraummodell und wird mit dem Kalmanfilter geschätzt (s. unten).

Ökonomische Anwendungen

Der Kalmanfilter wird zur Schätzung, Glättung und Prognose zeitvariabler Größen ab 50 Datenpunkten eingesetzt. Bekannte Beispiele in der Makroökonomie bilden die Berechnung der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (NAIRU) oder einer Kerninflation. Beispiele in der Finanzmarktökonomie sind die Schätzung der Spanne zwischen lang- und kurzfristigen Zinsen über die Bildung von Erwartungen oder die Berechnung des zeitvariablen Beta-Koeffizienten im Capital Asset Pricing Model (CAPM). Der Kalmanfilter bietet auch ein Verfahren zur Datenrevision an, das aktuelle, frühe Daten unter Verwendung der Eigenschaften

einer Zeitreihe im Hinblick auf ihre Zuverlässigkeit überprüfen kann. Ein auf dem Filter basierender Schätzwert kombiniert dabei die aktuelle Beobachtung einer Zeitreihe mit einem aus der Vergangenheit dieser Zeitreihe errechneten Prognosewert, was zur Verbesserung der Datengenauigkeit beitragen kann.

Zustandsraummodelle

Zurück zum Ausgangsbeispiel der Raumkapsel, das anhand eines Gleichungssystems aus zwei Gleichungen modelliert wird: zum einen gibt es eine Zustandsgleichung (oder auch Übergangsgleichung), in der die unbeobachtete Variable x_t den wahren Pfad der Raumkapsel wiedergibt:

$$x_{t+1} = A_t x_t + B_t \varepsilon_{t+1}, \quad t \geq 0 \quad (1)$$

Zum anderen gibt es eine Beobachtungsgleichung, anhand derer mit Hilfe von Variablen der Zustandsgleichung der Aufenthaltsort der Raumkapsel verzerrt lokalisiert werden kann:

$$y_t = C_t x_t + \eta_t, \quad t \geq 0 \quad (2)$$

A_t , B_t und C_t sind Folgen bekannter Matrizen der Dimension $(k \times k)$ und $(l \times k)$, ε_t und η_t ($l \times 1$) sind Folgen von unabhängigen Zufallsvektoren, die auch voneinander unabhängig sind. Ihre Erwartungswerte sind bekannt (= Null), ebenso ihre Kovarianzmatrizen $\text{Var}[\varepsilon_t] = Q_t$ ($k \times k$) und $\text{Var}[\eta_t] = R_t$ ($l \times l$). Die genannten Matrizen können ggf. auch geschätzt werden. Alternativ werden Gleichungen 1 und 2 auch als Noise- und als Signalgleichung interpretiert, daher reicht es u.U. aus, den signal-to-noise-ratio $\eta_t / \varepsilon_{t+1}$ zu bestimmen. Die Zufallsvektoren x_t (unbeobachtet) und y_t (beobachtet) haben die Dimensionen $(k \times 1)$ und $(l \times 1)$. Damit zur Schätzung des Zustandsraummodells der Kalmanfilter gestartet werden kann, müssen für x_0 , Q_0 , R_0 Startwerte gesetzt werden. x_0 , ε_t und η_t sind unkorreliert. Ebenso sind die Schätzfehler $x_t - \hat{x}_t$ und die

Beobachtungen y_{t-1}, \dots, y_1 unkorreliert.

Dieses Zweigleichungssystem wird als Zustandsraummodell (State Space Model) bezeichnet. Häufig wird es auch auf ökonomische Fragestellungen angewendet.

Um x_t auf der Basis eines State Space Models möglichst genau berechnen zu können, wird ein rekursiver Rechenalgorithmus, der so genannte Kalman-Filter, verwendet. Der Kalmanfilter bietet eine optimale Lösung für das Problem der Schätzung und des Updatens einer unbeobachteten Zustandsvariable in einem System. Gleiches gilt für die Schätzung zeitvariabler Koeffizienten.

Der Kalmanfilter

In der obigen Modellierung werden Annahmen über die Modellstruktur, die Störterme und die Matrizen A_t , B_t und C_t getroffen, welche das Ergebnis entscheidend beeinflussen. Die zu setzenden Startwerte sind vergleichsweise weniger entscheidend, haben aber ebenso wie das Abbruchkriterium auf das Ergebnis des Algorithmus durchaus Einfluss.

$[x_t - \hat{x}_t]$ ist der 1-Schritt-Prognosefehler des Modells und die dazugehörige Kovarianzmatrix P_t des Prognosefehlers von x wird definiert als

$$P_t \equiv [x_t - \hat{x}_t] = E [(x_t - \hat{x}_t) (x_t - \hat{x}_t)'] \quad (3)$$

Sie kann auch als Maß für die Ungewissheit über die Parameter x_t aufgefasst werden. Der in der Matrix P_t enthaltene quadratische durchschnittliche Prognosefehler von x_t ist zu minimieren.

Der Kalmanfilter setzt sich aus zwei wichtigen Schritten zusammen, dem Prognoseschritt und dem Korrekturschritt. Das Ziel der Berechnungen mit dem Kalmanfilter besteht darin, den besten Schätzer des unbekanntem Zustandsvektors x_t und seiner Kovarianzmatrix P_t zu ermitteln. Die Rekursion im diskreten Kalman-Filter eines Zustandsraummodells läuft vereinfacht folgendermaßen ab (vgl. Abbildung 1):

(1) Prognoseschritt

$$(4.1) \tilde{x}_t = A_{t-1} \hat{x}_{t-1}$$

$$(4.2) \tilde{y}_t = C_t \tilde{x}_t$$

$$(4.3) \tilde{P}_t = A_{t-1} P_{t-1} A'_{t-1} + B_{t-1} Q_{t-1} B'_{t-1}$$

(2) Korrekturschritt

$$(5.1) K_t = \tilde{P}_t C'_t (C_t \tilde{P}_t C'_t + R_t)^{-1}$$

$$(5.2) \hat{x}_t = \tilde{x}_t + K_t (y_t - \tilde{y}_t)$$

$$(5.3) P_t = \tilde{P}_t - K_t C_t \tilde{P}_t$$

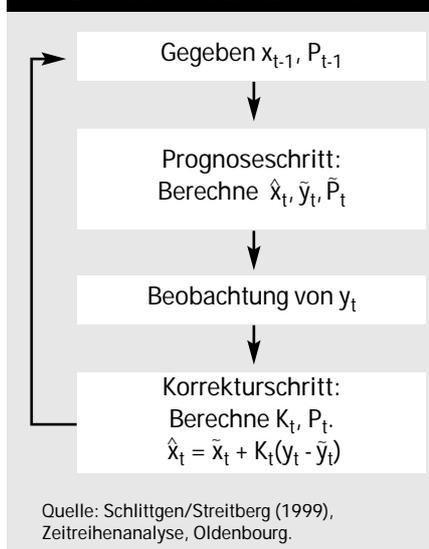
Damit erhält man aus den vorliegenden Werten für \hat{x}_{t-1} und P_{t-1} die neuen Werte \hat{x}_t und P_t . Die Gleichungen (5.2) und (5.3) werden auch als Updating-Gleichungen bezeichnet.

Beim Prognoseschritt wird zuerst ein Wert für \tilde{x}_t prognostiziert, darauf aufbau-

y_t . Nun kommt der entscheidende Schritt: Diese Information in K_t wird mit der Abweichung des beobachteten y_t vom prognostizierten Wert \tilde{y}_t , also dem Prognosefehler von y_t , kombiniert und \hat{x}_t wird neu berechnet. Die Matrix K_t stellt also einen Korrekturfaktor zur Bestimmung einer besseren Prognose von \hat{x}_t dar. \hat{x}_t wird auch als gefilterter Schätzer bezeichnet. Die Matrix P_t in Gleichung (5.3) kann dann ausschließlich aus Informationen zum Zeitpunkt t bestimmt werden. Nun wird über die Zustandsgleichung \tilde{x}_{t+1} prognostiziert, anschließend \tilde{y}_{t+1} . Damit kann der Algorithmus wieder von vorne starten, bis er bei Erfüllung eines vorgegebenen Konvergenzkriteriums abbricht. Zur Initialisierung des Algorithmus müssen Startwerte gesetzt werden.

mittleren quadratischen Fehlers (MMSE), sofern eine Normalverteilung der Fehlerterme unterstellt wird. Anstelle einer Vorwärtsberechnung der Koeffizienten des Kalmanfilters von t bis T kann der Kalmanfilter auch rückwärts rekursiv zur Berechnung eingesetzt werden, indem alle Informationen über den gesamten Zeitraum ausgenutzt werden. Diese Glättung beginnt im letzten Zeitpunkt $t=T$ und verwendet den im Vorlauf geschätzten Wert $A_{T|T}$ mit der dazugehörigen Kovarianzmatrix $P_{T|T}$ als Startwerte. Dieser so genannte Fixed-Intervall-Smoother eignet sich z.B. zur Bestimmung von Trendkomponenten. Einen in der Praxis relevanten Spezialfall des Kalmanfilters bildet die Schätzung rekursiver Koeffizienten für $R_t=I$ und $Q_t=0$.

Abbildung 1:
Diskreter Kalman-Filter



end ein Wert für \tilde{y}_t . Anschließend wird die Varianz des Prognosefehlers von \tilde{x}_t in Gleichung (4.3) genutzt: Zum einen wird die Matrix \tilde{P}_t entsprechend der Varianz des Prognosefehlers in Gleichung 3 definiert und zum anderen wird zusätzlich die Varianz der Störgröße von x_t durch die Matrix Q_t beachtet. Mit Hilfe dieser Matrizen wird in Gleichung (4.3) eine neue Matrix \tilde{P}_t berechnet. Anschließend wird y_t beobachtet. Damit ist der Prognosefehler bekannt. Wie soll nun diese Information benutzt werden, um \tilde{x}_t zu einer besten linearen Approximation \hat{x}_t umzuformen? Dazu notwendig ist ein Korrekturschritt unter Ausnutzung des Kalman-Gain K_t : In der Matrix K_t wird in Gleichung (5.1) zum einen die Varianz des Prognosefehlers für x_t berücksichtigt, zum anderen die Varianz der Störgröße bei der Prognose von

Effizienzgewinn

Im Kalmanfilter werden alle Informationen verwertet: Der Informationsgehalt der Exogenen geht unmittelbar in die Prognose von \tilde{x}_t ein, jener der Endogenen wird zur Korrektur der Prognose \hat{x}_t verwendet. Mit dem Filter werden alle Informationen, insbesondere durch die Prognosegleichungen, von einem Zeitpunkt zum nächsten übertragen. Die Korrekturgleichungen sorgen für eine Diskontinuität der älteren Information, indem die Korrektur der gewichteten Prognosefehler die neuen Informationen zur Geltung bringt, so dass im Lauf der Zeit die älteren Beobachtungen durch den sich kumulierenden Prozess immer mehr an Bedeutung verlieren.

Der Effizienzgewinn des Kalmanfilters besteht darin, dass er zwei mögliche Fehlerquellen bei der Prognose von x_t ausmerzt: Zum einen diejenige Fehlerquelle, die bei der Prognose des unbeobachtbaren x_t im ersten Schritt entsteht, zum anderen die Fehlerquelle bei der Prognose von y_t , die entscheidend für die Korrektur ist. Es werden die Informationen aus den prognostizierten Werten und ihren Abweichungen zu den tatsächlichen Werten optimal verwertet.

Eigenschaften

Technisch wird bei der Berechnung der unbekannt Parameter eine LogLikelihood-Funktion numerisch maximiert. Die geschätzten Koeffizienten sind konsistent und effizient und bilden den besten Schätzer im Sinne des minimalen

Beispiel: Potenzial-Output

Ein konkretes Beispiel zur Berechnung des Potenzial-Outputs veranschaulicht im folgenden, wie ein Zustandsraummodell aufgebaut und darauf der Kalmanfilter angewendet wird. Für die Modellierung greifen wir an dieser Stelle auf das Working Paper No. 99 der Bank of Canada (M. Kichian (1999), "Measuring Potential Output within a State-Space Framework") zurück.

Das theoretische Modell zur Bestimmung des Potenzial-Outputs lautet:

$$y_t = y_t^P + g_t \quad (6)$$

$$y_t^P = \mu_t + y_t^P + \varepsilon_t^Y \quad (7)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (8)$$

$$g_t = \varphi_1 g_{t-1} + \varphi_2 g_{t-2} + \varepsilon_t^g \quad (9)$$

Gleichung (6) zerlegt das reale BIP y_t in den Potenzial-Output y_t^P und in eine konjunkturelle Komponente g_t . Das BIP ist beobachtbar, die konjunkturelle Komponente dagegen nicht beobachtbar. g_t wird auch als Output-Lücke interpretiert. Der Potenzial-Output y_t^P ist abhängig von der Konstanten μ_t und dem Vorperiodenwert y_{t-1}^P sowie einem Störterm ε_t^Y . Die Konstante μ_t folgt einem Random Walk, entspricht also dem Wert der Vorperiode zuzüglich einem Störterm ε_t^μ . Die konjunkturelle Komponente g_t erklärt sich durch einen stationären AR(2)-Prozess.

Zur Komplettierung des Modells wird eine um Erwartungen erweiterte Phillipskurve hinzugefügt, die über die unbeobachtete Zustandsvariable g_t eine Verbindung zwischen Inflation und Output herstellt:

$$\pi_t = c + \lambda\pi_{t-1} + (1-\lambda)\pi_t^e + \beta_0g_t + \beta_1g_{t-1} + \lambda(L)\omega_t + \delta(L)\varepsilon_t^\pi \quad (10)$$

π_t bezeichnet die beobachtete Inflationsrate und π_t^e die erwartete Inflationsrate. Die Variable ω_t enthält einen nominalen handelsgewichteten Wechselkurs e_t und nominale Ölpreise o_t . Sie dient dazu, die Auswirkungen temporärer relativer Preisschocks auf die Inflation zu bestimmen. Die Fehlerterme ε_t^π sind normalverteilt mit Mittelwert 0 und folgen einem MA-Prozess, um sonstige Auswirkungen von Angebotsschocks auf die Inflationsrate zu berücksichtigen. Zur Vereinfachung wird für die Schätzung $\lambda=1$ gesetzt, so dass eine explizite Modellierung der Inflationserwartungen entfällt.

Das Schätzmodell lautet in seiner Zustandsraumformulierung mit den Gleichungen (11)-(14):

$$\Delta y_t = \mu_t + g_t - g_{t-1} + \varepsilon_t^y \quad (11)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \quad (12)$$

$$g_t = \varphi_1g_{t-1} + \varphi_2g_{t-2} + \varepsilon_t^g \quad (13)$$

$$\Delta \pi_t = c + \beta_0g_t + \beta_1g_{t-1} + \gamma(L)\omega_t + \delta(L)\omega_t + \delta(L)\varepsilon_t^\pi \quad (14)$$

Gleichung (11) ist eine Beobachtungsgleichung, deren endogene Variable Δy_t die Differenz aus den Veränderungsrate zum Vorquartal des logarithmierten realen Bruttoinlandsprodukts bildet und deren exogene Variablen eine Konstante sowie Werte der Variablen g_t sind. Wichtig ist die Zustandsgleichung (13), in der die unbeobachtete konjunkturelle Variable g_t einem AR(2)-Prozess folgt. Diese Gleichung ist über g_t mit Gleichung (11) verbunden. Die modifizierte Phillipskurve bildet die zweite Beobachtungsgleichung und greift über die Variable g_t ebenfalls auf (13) zurück. Die Schätzung mit dem Kalmanfilter umfasst den Zeitraum 1961/Q4-1997/Q1 und weist die Ergebnisse in der unteren Tabelle aus.

Die kontemporären und verzögerten Werte der Variable g_t erweisen sich in der zweiten Beobachtungsgleichung als signifikant, sie haben kumulativ einen positiven Effekt auf die Inflation. In dem AR(2)-Prozess für die unbeobachtete Output-Lücke g_t sind die Koeffizienten ebenfalls signifikant. Die Summe der Koeffizienten ist kleiner 1, was auf Stationarität in dieser Reihe hinweist. Als angebots-

seitige Variable mit signifikanter Wirkung auf die Inflationsrate erweist sich die Veränderungsrate des Ölpreises Δo_t . Nominale Wechselkursschocks Δe_t dagegen haben keinen signifikanten Einfluss auf die Inflationsrate.

Tests

Anschließend werden die Ergebnisse anhand verschiedener Tests überprüft, wobei insbesondere die Residuen der Beobachtungsgleichung für den Output näher untersucht werden. Die Ergebnisse eines Lagrange-Multiplier-Tests (LM) und eines Autoregressive Conditional Heteroscedastity-Tests (ARCH) deuten auf Heteroskedastizität hin. Modifizierte Schätzungen berücksichtigen diese Heteroskedastizität. Aus den modifizierten Schätzungen werden dann das Output-Potenzial und die Output-Lücke für die kanadische Volkswirtschaft berechnet. Graphisch dargestellt sind diese beiden Größen in Abbildung 2 und Abbildung 3.

Nach diesen Schätzungen lag in den Jahren 1977, 1982 und 1991 ein Angebotsüberschuss in der kanadischen Volkswirtschaft vor. Die durchschnittliche Dauer der Konjunkturabschwünge betrug etwa 4 Jahre. Mitte bis Ende der sechziger Jahre, 1972-1974 und 1987-1990 gab es einen Nachfrageüberschuss. Von 1996-1997/Q1 erreichte die kanadische Volkswirtschaft genau ihr Output-Potenzial.

Startwerte

Zur Initialisierung des Kalmanfilters müssen in der Zustandsgleichung Startwerte gesetzt werden. Es besteht zwar die Möglichkeit, mit beliebigen Startwerten zu beginnen, doch können von den tatsächlichen Werten zu stark abweichende Startwerte trotz der guten Stabilitätseigenschaften des Kalmanfilters zu Konvergenzproblemen führen. Bei einem stationären Prozess sind der unbedingte Mittelwert und die Varianz zu setzen, bei einem nichtstationären Prozess sind die Startwerte selbst zu schätzen und zu setzen. In der Praxis wird oft vorgeschlagen, $\hat{x}_0 = 0$ zu setzen und für P_0 eine Diagonalmatrix, etwa $\sigma_0^2 \cdot I$, zu wählen. Je ungenauer die Vorinformationen, desto größer sollten die Hauptdiagonalelemente σ_0^2 gewählt werden. Damit bekommen die letzten Beobachtungen ein stärkeres Gewicht, bis der Filter eingeschwenkt ist. Die exakte Initialisierung

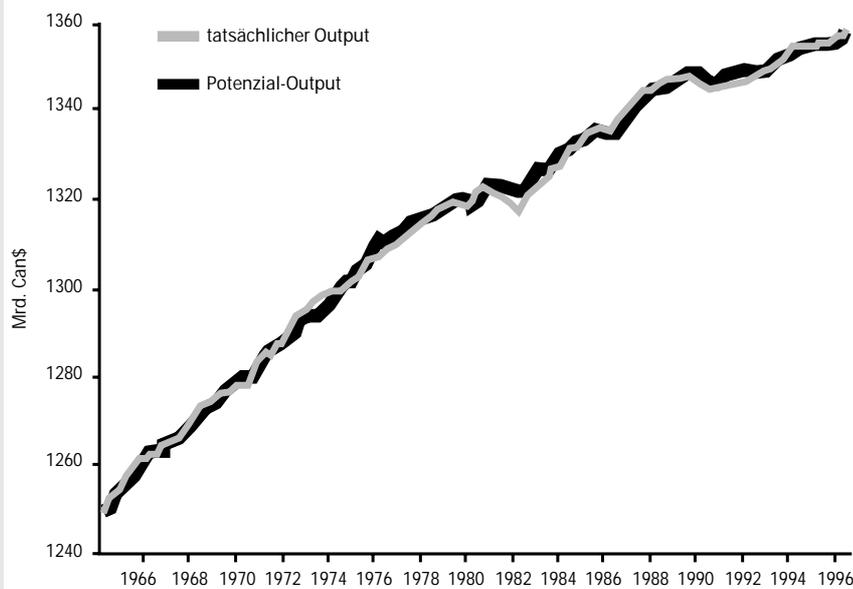
Tabelle: Schätzung des Modells für die Output-Lücke

abhängige Variable	Regressor	Parameter	Schätzzeitraum 1961:4-1997:1
Zustandsgleichung	g_{t-1}	φ_1	1,64 (0,19)
	g_{t-2}	φ_2	-0,71 (0,18)
Beobachtungsgleichung für die Inflationsrate	g_t	β_0	0,23 (0,07)
	g_{t-1}	β_1	-0,20 (0,09)
	ε_{t-1}^π	δ_1	-0,70 (0,34)
	ε_{t-2}^π	δ_2	-0,13 (0,15)
	ε_{t-3}^π	δ_3	-0,03 (0,09)
	Δe_t	γ_0	1,80 (4,33)
	Δe_{t-1}	γ_1	3,60 (6,46)
	Δe_{t-2}	γ_2	-5,22 (4,94)
	Δo_t	ρ_0	0,90 (0,38)
	Δo_{t-1}	ρ_1	0,49 (0,52)
	ρ_2	-0,28 (0,48)	
	c	-0,005 (0,02)	
	$\text{var}(\varepsilon_t^y)$		0,77 (0,08)
	$\text{var}(\varepsilon_t^g)$		0,32 (0,13)
	$\text{var}(\varepsilon_t^\pi)$		0,43 (0,08)
	$\text{var}(\varepsilon_t^\mu)$		0,05 (0,03)
RMSE			1,0547
Likelihood Funktionswert			-2,114

Fettgedruckte Werte sind zum 5 v.H.-Niveau signifikant. Standardfehler in Klammern. ω_t wurde aufgespalten in Δe_t , die Veränderungsrate des Wechselkurses, und Δo_t , die Veränderungsrate des Ölpreises.

Quelle: Bank of Canada

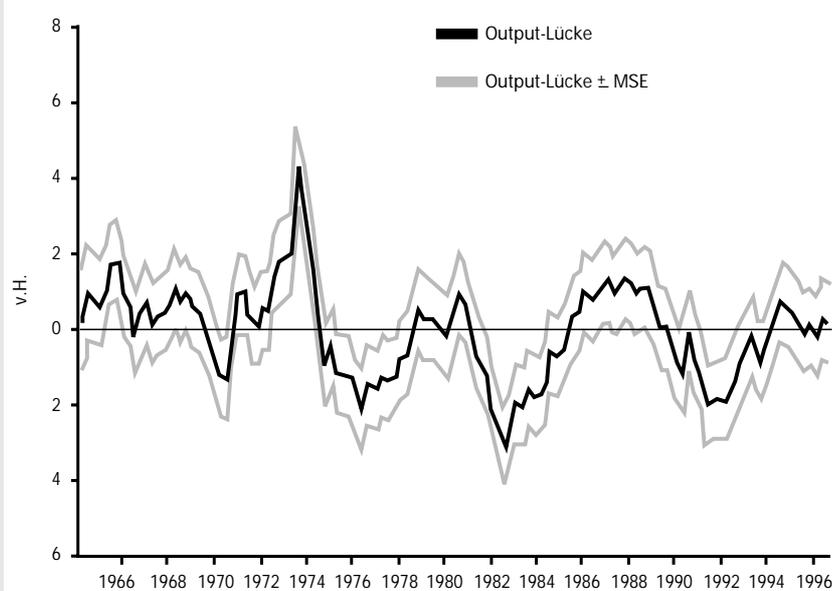
Abbildung 2: Tatsächlicher und Potenzial-Output



Tatsächlicher Output (BIP) in Preisen von 1992

Quelle: Bank of Canada

Abbildung 3: Output-Lücke und Konfidenzbänder



MSE: mittlerer quadratischer Fehler

Quelle: Bank of Canada

des Kalmanfilters kann alternativ durch die Berechnung eines Initialschätzers durch die Methode der kleinsten Quadrate für ein Minimum von Beobachtungen ermittelt werden.

Sensitivität

Eine wichtige Entscheidung bei der Spezifikation des Zustandsraummodells liegt in der Wahl der Systemmatrizen A_t

und C_t und der Kovarianzmatrizen R_t und Q_t in den Gleichungen 1 und 2. Die Spezifikation dieser Matrizen sollte gut durchdacht sein, da sie die Schätzergebnisse gravierend beeinflussen. Zu groß gewählte Varianzen in der Beobachtungsgleichung führen zur Insensitivität des Filters. Im Extremfall sind die Glättungsschätzer konstant und entsprechen damit den Schätzern von OLS. Zu groß gewählte Varianzen in der Zustandsglei-

chung führen zu einer Überanpassung an die zu erklärenden Daten, so dass im Extremfall die geschätzten und die tatsächlichen Zeitreihen identisch sind. Wie bereits erwähnt, reicht es unter Umständen aus, den signal-to-noise-ratio η_t/ε_{t+1} zu bestimmen. Ebenso ist es möglich, die Matrizen A_t , B_t und C_t von den zu schätzenden Parametern abhängig zu machen. Problematisch ist auch die Behandlung von Ausreißern in den Datenreihen, die in der fachspezifischen Literatur nicht geklärt ist. Daher sollte man in der Regel Datenreihen ohne Ausreißer verwenden.

Tests

Bevor der Kalmanfilter angesetzt wird, sind Tests auf die Stabilität der Parameter in einer OLS-Schätzung durchzuführen. Dazu empfiehlt es sich, die rekursiven Koeffizienten zu betrachten, um Aufschluss über zeitvarianten Verhalten der Parameter zu bekommen. Auf den gleichzeitig berechneten rekursiven Residuen basieren der CUSUM-Test oder CUSUM²-Test, die zur Überprüfung der Parameterstabilität und Identifikation von Strukturbrüchen verwendet werden können. Weitere Tests konzentrieren sich auf die Überprüfung der Annahme der Homoskedastie, wie z.B. der ARCH-Test oder der White-Test. In der Regel wird auch gegen ein Random Walk Modell getestet. Zur Diagnose der Schätzergebnisse des Kalmanfilters selbst können z.B. die Likelihoodfunktionen verschiedener Modellspezifikationen getestet werden (Likelihood-Ratio-Test) oder t-Tests ausgewertet werden.

Fazit

Der Kalmanfilter bildet ein sehr fundiertes, vielseitiges und flexibles Instrument für die Berechnung und Prognose unbeobachteter Zustandsvariablen und zeitvariabler Koeffizienten. Zu beachten sind bei der Anwendung vor allem die Sensitivität der Berechnungen im Hinblick auf die gewählten Matrizen im Zustandsraummodell und die Startwerte der unbekannt Parameter. Für den Kalmanfilter geeignete ökonomische Softwarepakete sind *evIEWS*, *tsp*, *Rats* und vor allem *GAUSS*, in denen hierzu zunehmend anwenderfreundliche Applikationen enthalten sind. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

Wirtschaftsentwicklung in Europa

Polen: Rezessive Tendenzen

Die neue Regierung hat eine schwierige Finanzsituation vorgefunden. Während des Jahres 2001 fielen die Staatseinnahmen wegen der schlechten Wirtschaftslage deutlich geringer aus als geplant. Der Anstieg des BIP lag im ersten Halbjahr 2001 bei 1,6 v.H. nach 4 v.H. im Vorjahr. Daher schätzt man das Defizit im Staatsbudget für das Gesamtjahr 2001 auf 4,4 v.H. des BIP gegenüber einem geplanten Umfang von 1,6 v.H. des BIP.

■ Unmittelbar nach ihrer Amtsübernahme beschloss die Regierung für das laufende Haushaltsjahr 2001 rigorose Einsparungen im Umfang von 8,5 Mrd. Zloty (2,3 Mrd. €). Im Entwurf für den Staatshaushalt 2002 wurden die Ausgaben auf knapp 184 Mrd. Zloty (50,7 Mrd. €) beschränkt. Mit diesem Haushaltsplan versucht die Regierung, die Staatsfinanzen auf eine solidere Basis zurückzuholen, ohne gleichzeitig die rezessiven Tendenzen in der Wirtschaft zu verschärfen.

Zu den wichtigsten Maßnahmen gehören die Beibehaltung der Progressionsstufen in der Einkommensteuer für zwei Jahre, die Einführung einer Steuer von 20 v.H. auf Zinseinkünfte und die Abschaffung von Steuervorteilen im Bau. Im Jahr 2002 sollen zudem die Gehälter der hohen Regierungsbeamten eingefroren werden. Auf der Ausgabenseite sind die meisten Ressorts von Kürzungen betroffen.

Vor allem die Inlandsnachfrage hat sich in letzter Zeit schwach entwickelt. Dabei spielt die straffe Geldpolitik der polnischen Notenbank eine Rolle, die zu Realzinsen von über 10 v.H. geführt hat.

Das Expansionstempo der privaten Konsumnachfrage hat sich weiter verlangsamt. So ging z.B. die Nachfrage nach PKW in den ersten 8 Monaten von 2001 um über 30 v.H. zurück. Auch in 2002 dürfte noch keine wesentliche Änderung eintreten. Die Kaufkraft der privaten Haushalte wird zwar durch die niedrigere Inflation sowie die Transfers an ehemalige Zwangsarbeiter gestützt. Manche Sparer

könnten wegen der neuen Zinsbesteuerung Spareinlagen auflösen. Andererseits werden die Haushalte bei der Einkommensteuer stärker belastet. Angesichts der schwieriger werdenden Situation am Arbeitsmarkt ist nicht mit expansiven Konsumausgaben zu rechnen.

Die Arbeitslosenquote hat seit 1998 wieder zugenommen. Etwa 16 v.H. der Erwerbspersonen sind derzeit ohne Job. Diese Entwicklung ist zum Teil konjunkturell bedingt. Darüber hinaus werden durch die Umstrukturierung der traditionellen Wirtschaftsbereiche, wie Bergbau oder Stahlindustrie, viele Arbeitskräfte freigesetzt. Diejenigen mit geringer Qualifikation finden kaum neue Anstellungen.

Investitionen sinken deutlich

Im ersten Halbjahr 2001 brachen die Bruttoanlageinvestitionen ein und lagen real um 4 v.H. unter dem entsprechenden Vorjahresniveau. Dies war zum Teil eine Folge der hohen Realzinsen. Daneben trug die zunehmende Unsicherheit der in- und ausländischen Investoren über die mittelfristigen Entwicklungsperspektiven dazu bei. Für das Jahr 2002 kann erst im Zuge einer Festigung der internationalen Konjunktur mit einer Belebung der Investitionen gerechnet werden. Die Lockerung der Geldpolitik durch die Zentralbank dürfte diese Entwicklung stützen.

Während im Jahr 2000 bei den Warenexporten noch ein nominaler Zuwachs von 27,3 v.H. erzielt wurde, ist dieser in

Polen: Entwicklung und Prognose

	2001	2002
Bruttoinlandsprodukt, real*	1,3	1,4
Verbraucherpreise*	5,8	5,9
Arbeitslosenquote in v.H. (Dez.)	17,4	19,5
Leistungsbilanzsaldo in v.H. des BIP	-4,3	-4,4
Saldo des Staatshaushalt in v.H. des BIP	-4,4	-5,0

(ohne Privatisierungserlöse); * Veränderung zum Vorjahr in v.H. Quelle: NOBE, Lodz

2001 kontinuierlich zurückgegangen. Im Durchschnitt der ersten 9 Monate lag er bei 10,6 v.H. Die Verlangsamung dürfte vor allem an der konjunkturellen Abkühlung in den europäischen Partnerländern liegen. Die internationale Wettbewerbsfähigkeit der polnischen Produkte scheint sich erhöht zu haben. So hat sich in den letzten Jahren die Exportstruktur durch einen zunehmenden Anteil höherwertiger Produkte verbessert. Dies trug neben der steigenden Arbeitsproduktivität zu einem Zuwachs der Exporte trotz der Aufwertung des Zloty bei.

Das hohe Leistungsbilanzdefizit hat sich verringert. Dazu hat vor allem die stark abgekühlte Inlandsnachfrage beigetragen, die das Importwachstum gedrosselt hat.

Die Inflationsrate ist seit ihrem Höchststand von 11,6 v.H. im Juli 2000 gesunken. Es zeichnet sich vorerst kein beschleunigtes Inflationstempo ab. ◀

Barbara Knoth, knoth@zew.de