

ZEW Konjunkturreport

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Jahrgang 6 · Nr. 1 · März 2003

Konjunktur: Stagnation oder Erholung?

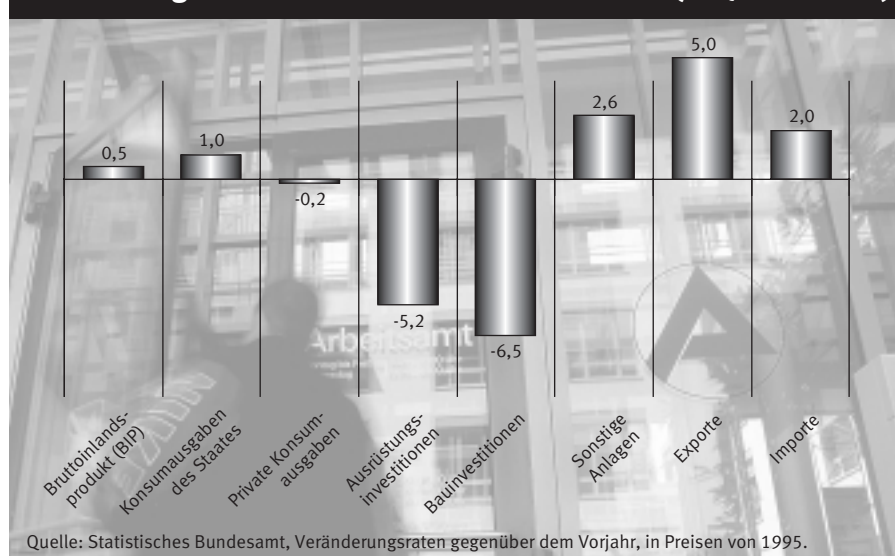
Die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland hat sich zum Jahresende verlangsamt und stagniert zur Zeit. Die Perspektiven für das Jahr 2003 sind verhalten und unterliegen erheblichen Unsicherheiten. Damit die deutsche Volkswirtschaft langfristig zur Rückkehr auf einen dauerhaften Wachstumspfad kommen kann, sind radikale Reformen unumgänglich.

■ Die Zuwachsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) gegenüber dem Vorjahr belief sich im Jahr 2002 auf nur 0,2 v.H. Gemessen an dieser Kennziffer ist Deutschland weiterhin das Schlusslicht in der EWU. Die neuesten Daten des Statistischen Bundesamtes für das vierte

zurückzuführen ist. Die Ausrüstungsinvestitionen reduzierten sich im Vorjahresvergleich um 5,2 v.H., die Bauinvestitionen um 6,5 v.H. Auch die privaten Konsumausgaben wiesen mit -0,2 v.H. eine negative Zuwachsrate gegenüber dem Vorjahr aus.

Konjunktur jedoch weder aus dem Inland noch aus dem Ausland tragfähige Impulse. Die Hoffnungen auf eine Erholung der Konjunktur im Verlauf dieses Jahres richten sich daher auf eine stärkere Belebung der Weltwirtschaft, welche die deutschen Exporte erhöhen und zu einer größeren Investitionsnachfrage im Inland anregen könnte. Die meisten Prognosen gehen von der Annahme aus, dass diese Entwicklung im zweiten Halbjahr dieses Jahres eintreten wird. Angesichts der steigenden Rohölpreise, der gegenwärtigen geopolitischen Unsicherheit wegen der Irak-Krise und des starken Außenwerts des Euros ist eine kräftige Erholung der Exporte derzeit aber noch nicht absehbar. So schwanken denn auch die prognostizierten Veränderungsrate des Exports für das laufende Jahr zwischen 2,4 v.H. (IfW) und 6,8 v.H. (Dresd.Bk.). Zugleich unterscheiden sich

Veränderungsraten volkswirtschaftlicher Eckdaten (4. Quartal 2002)



Quartal belegen, dass die wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland stagniert: Zwar erhöhte sich die Veränderungsrate des BIP im Vergleich zum Vorjahresquartal um 0,5 v.H., dies lag jedoch hauptsächlich am positiven Zuwachs des Außenbeitrags. Die inländische Verwendung hingegen sank um 0,6 v.H., was insbesondere auf die privaten Investitionen

Ein Blick auf die Frühindikatoren zeigt, wie labil zur Zeit die zukünftige Entwicklung eingeschätzt wird: So stieg der Saldo der ZEW-Konjunkturerwartungen im Februar nur geringfügig von 14,0 auf 15,0 v.H. Zugleich können diese Zahlenwerte aber auch so interpretiert werden, dass eine konjunkturelle Erholung in diesem Jahr möglich ist. Derzeit erhält die deutsche

In dieser Ausgabe

Konjunktur: Stagnation oder Erholung? ..	1
Die voraussichtliche Lage in der EWU ...	3
ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im Februar 2003	4
Internationale Konjunkturübertragung: Der Außenhandelskanal	6
Zinspolitik der EZB und Taylorregeln	9
Die neue Arbeitsmarktstatistik	11
Niederlande: Schlechtere Aussichten für den Arbeitsmarkt	12

auch die Voraussagen über die Veränderungsraten des Imports; sie belaufen sich auf 3,5 v.H. (IfW) bis 6,8 v.H. (Dresd.Bk.). Einige Institute haben bereits angekündigt, in nächster Zeit ihre Konjunkturprognosen den veränderten Rahmenbedingungen anzupassen. Bisher unterlagen die meisten Prognosen der Annahme, dass es zu keiner Eskalation im Irak-Konflikt kommen wird.

Schwacher Privatkonsum

Die Realeinkommen sind in Folge der höheren Abgaben- und Steuerbelastung zu Jahresbeginn nicht gewachsen. Die Stimmung der Konsumenten hat sich Umfrageergebnissen zufolge weiter eingetrübt. Dies kann mit den politischen Unsicherheiten, den sinkenden Aktienkursen sowie der zunehmenden Sorge der Konsumenten um die Sicherheit ihrer Arbeitsplätze zusammenhängen. Zwar sind die vom Handel vorgenommenen Rabattaktionen und Preissenkungen zu Jahresbeginn auf reges Interesse gestoßen, eine maßgebliche Belebung des privaten Verbrauchs wird davon jedoch nicht auszugehen. Gegenwärtig gibt es aber auch keine Anzeichen für eine Abwärtsspirale bei der Konsumnachfrage. Die Einschätzungen der Prognostiker über die Entwicklung des privaten Konsums klaffen deutlich auseinander: Während die Deutsche Bank im Jahresdurchschnitt von einer negativen Veränderungsrate gegenüber dem Vorjahr ausgeht (-0,4 v.H.),

rechnet das IfW mit 1,1 v.H. Momentan ist zu erwarten, dass der private Verbrauch erst im Jahr 2004 wieder zunehmen wird.

Die Investitionen werden sich dieses Jahr voraussichtlich leicht erholen. Die EZB hat angedeutet, ihren Leitzins weiter zu senken, um so die Liquidität in der Volkswirtschaft zu erhöhen. Sofern die Banken diese Zinssenkung an ihre Kunden weitergeben, verbessern sich die Finanzierungsbedingungen der Unternehmen. Die Krise der deutschen Bauwirtschaft wird sich dieses Jahr fortsetzen. Der dauernde Druck auf die Preise signalisiert noch immer Überkapazitäten. Die prognostizierten Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahr für die gesamten Bruttoanlageinvestitionen belaufen sich auf 0,4 v.H. (IfW) bis -1,0 v.H. (DIW).

Der Arbeitsmarkt entwickelt sich weiterhin ungünstig: Im vierten Quartal 2002 wurden im Vergleich zum Vorjahr 362.000 Arbeitsplätze abgebaut, davon allein 57 v.H. im Produzierenden Gewerbe ohne Bau. Selbst im Dienstleistungsbereich ist die Beschäftigungsexpansion nahezu zum Stillstand gekommen. Der Trend zum Beschäftigungsabbau wird sich fortsetzen: Für die Anzahl an Erwerbstätigen wird im laufenden Jahr ein weiterer Rückgang um 100.000 bis 400.000 Personen prognostiziert. Durch den hohen Beschäftigungsabbau im Produzierenden Gewerbe geraten überproportional viele Männer in die Arbeitslosigkeit. Wann der Stellenabbau aufhören wird, ist nicht absehbar. Die Anzahl der Arbeitslosen wird im Jahres-

durchschnitt bei etwa 4,2 Mio. bis 4,4 Mio. Arbeitslosen liegen. Die Arbeitslosenquote wird zwischen 9,8 (RWI, IWH) und 10,6 v.H. (Deka) prognostiziert.

Rückkehr auf den langfristigen Wachstumspfad?

Die Fiskalpolitik besitzt kaum Spielraum, um Impulse für eine wirtschaftliche Erholung zu geben. Daher wird über die Aufweichung der Kriterien des Stabilitätspakts mit dem Ziel einer höheren Neuverschuldung diskutiert. Eilige Maßnahmen zur Erhöhung der Neuverschuldung mit dem Ziel, die gesamtwirtschaftlichen Nachfrage durch staatliche Investitionen anzukurbeln, mögen die Zuwachsraten des BIP zwar kurzfristig erhöhen und den Anschein einer gesunden Volkswirtschaft erwecken – sie helfen aber langfristig nicht weiter. Damit die deutsche Volkswirtschaft dauerhaft auf ihren Wachstumspfad zurückkehren kann, sind radikale Reformen unumgänglich. Die Flexibilität auf dem Arbeitsmarkt muss zunehmen und der Niedriglohnbereich durch die Schaffung von Arbeitsanreizen umgestaltet werden. Fehlanreize in den Sozialversicherungssystemen sind ebenso wie die hohe Steuer- und Abgabenlast zu reduzieren. Bleiben Reformen aus oder werden sie nur halbherzig ausgeführt, könnte die deutsche Volkswirtschaft dauerhaft zum europäischen Schlusslicht werden. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

Tabelle 1: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 2003

	Statist. BA (26. Feb 03) 2002	ifo 2003	IfW 2003	HWWA 2003	RWI 2003	IWH 2003	DIW 2003	Dresdn. Bank 2003	Comm. Bank 2003	Deut. Bank 2003	DEKA- Bank 2003
BIP, real	0,2	1,1/0,9*	1,0	0,7	1,1	1,1	0,6	1,0	0,8	0,6	0,7
- Privater Konsum	-0,6	0,8	1,1	0,8	0,8	0,7	0,5	0,3	0,3	-0,4	0,6
- Konsumausgaben des Staates	1,5	0,6	0,6	0,8	1,1	1,2	0,3	0,5	0,0	0,8	0,7
- Bruttoanlage- investitionen	-6,7	-0,2	0,4	-0,9	0,2	-0,3	-1,0	-	-0,8	-0,3	-0,6
- Exporte	2,6	4,7	2,4	4,3	5,6	6,4	5,5	6,8	3,8	4,4	4,6
- Importe	-2,1	4,2	3,5	5,2	5,9	6,8	5,4	6,1	3,3	3,6	4,5
Erwerbstätige (in Tsd.)	-0,6 38.688	-0,6 38.476	-0,7 38.392	-0,6 38.439	-0,3 38.570	-0,5 38.510	-0,3 38.569	-	-0,8 38.380	-	-1,0 38.292
Arbeitslose (in Tsd.)	4.060	4.220	4.201	4.200	4.200	4.190	4.220	-	4.300	-	4.398
Arbeitslosenquote	9,4	9,9	10,2	9,9	9,8	9,8	9,9	10,0	10,5	9,8	10,6
Preisindex der Lebenshaltung	1,3	1,3	0,9	1,3	1,5	1,5	1,2	1,2	1,0	0,9	1,1

Mit Ausnahme der Arbeitslosenquote und der Anzahl der Erwerbstätigen und der Arbeitslosen alle Angaben als Veränderung in v.H. gegenüber dem Vorjahr. Arbeitslosenquote gemessen an allen zivilen Erwerbspersonen. ifo: Dez 2002; IfW: Dez 2002; HWWA: Dez 2002; RWI: Dez 2002; IWH: Dez 2002; DIW: Jan 2003; Dresdner Bank: Jan 2003; Commerzbank: Jan 2003; Deutsche Bank: Feb 2003, Deka-Bank: Feb 2003. *Angekündigte Revision
Stand 26.02.2003

Die voraussichtliche Lage in der EWU

Die Prognosen zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung der EWU für das laufende Jahr wurden seit Herbst 2002 von den Forschungsinstituten und Banken kontinuierlich nach unten revidiert und weisen momentan im Median eine erwartete Veränderungsrate des BIP gegenüber dem Vorjahr von 1,4 v.H. auf. Das anhaltend geringe Vertrauen seitens der Konsumenten und Unternehmen sowie eine geringe Zahl an Auftragseingängen signalisieren momentan keine schnelle wirtschaftliche Erholung. Vielmehr wird erwartet, dass sich die europäische Konjunktur erst in der zweiten Jahreshälfte beschleunigt, falls die weltwirtschaftliche Entwicklung wieder an Fahrt gewinnt. Allerdings muss für ein globales Anziehen der Konjunktur die Unsicherheit im Zusammenhang mit dem Irak-Konflikt zur Jahresmitte abgeklungen sein. Die Prognosen in der unteren Tabelle unterliegen genau diesen Annahmen. Ein länger anhaltender Nahost-Konflikt mit möglichen weiteren terroristischen Anschlägen würde die Stimmung unter den Wirtschaftsakteuren über einen längeren Zeitraum belasten, so dass die Erwartungen für das Jahr 2003 nach

unten korrigiert werden müssten. Der private Konsum wird wieder steigen, wenn die geopolitischen Spannungen nachlassen und sich die Aktienmärkte zunehmend stabilisieren. Bei einem Anstieg der Inlandsnachfrage und einer Expansion der Exporte dürfte auch die Nachfrage nach Investitionsgütern wieder zunehmen. Zwar besteht angesichts der momentan vorhandenen Überkapazitäten keine Notwendigkeit zur Ausdehnung des Kapitalstocks, angesichts der niedrigen Investitionen der letzten zwei Jahre herrscht jedoch stärkerer Druck, den Kapitalstock zu modernisieren. Die Fiskalpolitik wird im Eurogebiet insgesamt leicht restriktiv sein, da die meisten Länder wegen der Einhaltung der staatlichen Defizitobergrenze in Höhe von 3 v.H. des BIP wenig Spielraum zur Stimulierung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage besitzen. Die monetären Bedingungen werden auch im laufenden Jahr günstig bleiben, da die Europäische Zentralbank angesichts gedämpfter Inflationsgefahren und einem Wirtschaftswachstum, das unter seinem Potenzial bleiben wird, die Leitzinsen sogar noch senken könnte. Auch eine konjunkturelle Erholung wird einen

weiteren Anstieg der Arbeitslosigkeit im Verlauf des Jahres 2003 kaum verhindern können, denn die Unternehmen horteten in der zurückliegenden Schwächephase Arbeitskräfte, mit der Folge, dass die Arbeitsproduktivität abgesunken ist. Für eine höhere Produktion reicht der derzeitige Personalbestand vorerst aus. Bei einer günstigen politischen Entwicklung in Nahost würde auch der derzeitige hohe Ölpreis wieder nachgeben, so dass von der Angebotsseite zur Jahresmitte zusätzliche Impulse zu erwarten wären. Neben den bereits angesprochenen Risiken könnte auch das hohe Leistungsbilanzdefizit der USA für erhöhten Druck auf den Wechselkurs des Dollars sorgen. Dies hätte eine starke Aufwertung des Euro-Wechselkurses zur Folge, sodass eine vom Export getriebene Erholung im Euroraum ausbleiben könnte. Wenn die hochverschuldeten amerikanischen Privathaushalte stärker sparen als erwartet, könnte zudem die Inlandsnachfrage in den Vereinigten Staaten weniger stark expandieren und somit der von dort ausgehende Impuls auf die Weltwirtschaft schwächer ausfallen. ◀

Marcus Kappler, kappler@zew.de

	EWU	Italien	Spanien	Österreich	Niederlande	Finnland
	2003	2003	2003	2003	2003	2003
BIP, real	1,4	1,3	2,5	1,7	0,75	3,7
– Privater Verbrauch	1,5	1,3	2,5	1,7	1,0	2,9
– Investitionen	0,5	3,0	3,5	2,9	3,5	2,5
– Exporte	4,5	4,8	4,8	5,5	3,5	3,7
– Importe	4,2	6,2	5,6	5,8	3,75	3,8
Verbraucherpreise	1,9	2,2	3,3	1,5	2,5	1,9
Arbeitslosenquote	8,5	9,1	11,7	4,2	5,0	9,3
Beschäftigung	0,4	1,0	1,4	0,1	-0,5	0,5

	Belgien	Irland	Frankreich	Portugal	Griechenland	nachrichtl. GB
	2003	2003	2003	2003	2003	2003
BIP, real	1,4	3,8	1,8	1,5	4,0	2,3
– Privater Verbrauch	0,9	3,0	2,3	1,0	3,1	3,2
– Investitionen	1,4	0,2	0,8	0,3	9,5	4,6
– Exporte	2,5	5,3	4,2	5,7	6,2	0,5
– Importe	2,7	4,2	4,4	2,6	6,6	3,5
Verbraucherpreise	1,6	5,1	1,9	2,8	3,0	1,3
Arbeitslosenquote	6,9	5,2	9,3	5,1	9,1	5,3
Beschäftigung	0,0	1,2	0,1	0,5	1,2	0,2

Quellen: EWU: EEAG Report, 2003/1, Beschäftigung: OECD, Paris; Österreich: Wifo, Wien; Spanien: La Caixa, Barcelona; Belgien: IRES, Brüssel; Niederlande: CPB Report 2002/4, Den Haag; Finnland: ETLA 2002/4, Beschäftigung: OECD, Paris; Frankreich: COE, Paris, Beschäftigung: OECD, Paris; Irland: ESRI, Dublin, Beschäftigung: OECD, Paris; Italien: CAPITALIA, Rom, Beschäftigung: OECD, Paris; Portugal: OECD, Paris; Griechenland: Alpha Bank, Athens, OECD, Paris; Großbritannien: NIESR, London. Stand: 25.2.2003

ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im Februar 2003

■ 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

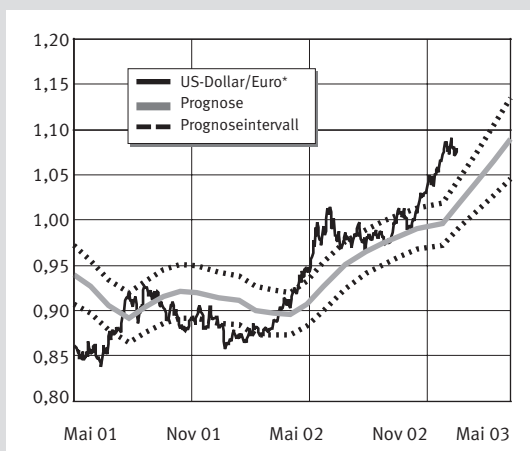
werden die Finanzexperten der Finanz- und Researchabteilungen sowie der volkswirtschaftlichen Abteilungen und die Anlage- und Wertpapierabteilungen dieser Unternehmen. Im einzelnen werden die Finanzmarktexperten nach ihren mittelfristigen Erwartungen befragt, die sie für wichtige internationale Finanzmärkte 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 3. 2. bis 17. 2. 2003 durchgeführt wurde, dargestellt. Weitere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest sind in Form einer Kurzinformation und des aktuellen ZEW-Finanzmarktreports für März 2003 erhältlich. ◀

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

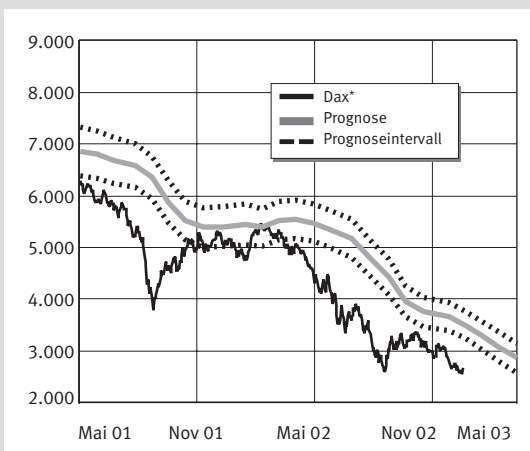
Deutschland: Zwischen Hoffen und Bangen

Euro: Entwicklung und Prognose



* Quelle: Thomson Financial Datastream; ZEW

Dax: Entwicklung und Prognose



* Quelle: Thomson Financial Datastream; ZEW

■ Die kurze Erholungsphase des Deutschen Aktienindex seit Oktober letzten Jahres ist vorbei. Mittlerweile wurden sämtliche Gewinne der vergangenen Monate wieder abgegeben und der Aktienindex Dax befindet sich auf dem tiefsten Stand seit Mitte 1996. Seit dem Allzeithoch, das im März 2000 erreicht wurde, hat der Index 68 v.H. seines Werts verloren. Dennoch trauen selbst auf diesem Niveau noch 15 v.H. der Analysten dem Aktienindex weitere Kursverluste auf Sicht von sechs Monaten zu. Dies ist exemplarisch für die tiefe Verunsicherung der Finanzmarktakteure. Die Prognose von 2.900 Punkten für den Dax bis Mai diesen Jahres sagt aus, dass die Analysten eine Bodenbildung bei den deutschen Aktienkursen erwarten.

Der wichtigste Grund für die derzeitige Kaufzurückhaltung auf dem Parkett ist der Irak-Konflikt. Ein altes Börsianersprichwort rät zwar „zu kaufen, wenn die Kanonen donnern“, doch so recht durchsetzen kann sich diese Meinung derzeit noch nicht – hierfür ist die politische Entwicklung der nächsten Monate zu unsicher. Vor diesem Hintergrund sind auch die aktuellen Konjunkturerwartungen für Deutschland zu interpretieren: Sie steigen gegenüber dem Vormonat

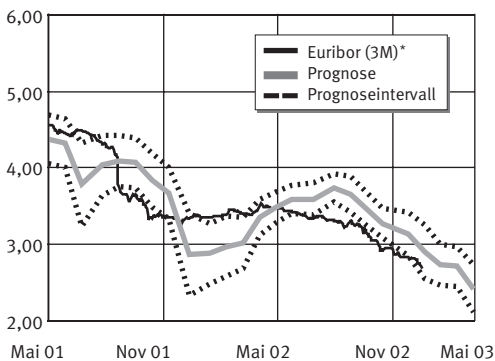
nur marginal um 1,0 Punkte, wobei sowohl Konjunkturoptimisten als auch -pessimisten an Zulauf gewonnen haben. Mit absolut 15 Punkten stehen die Konjunkturerwartungen zwar im positiven Bereich, aber deutlich unterhalb ihres historischen Mittelwertes von 33 Punkten. Für das zweite Halbjahr 2003 wird wie schon in den vergangenen Monaten eine schwache Konjunkturerwartung erwartet.

Hoffnung schöpfen die Analysten für den Euroraum allenfalls aus der Erwartung sinkender Leitzinsen in den nächsten Monaten, die auch auf die Aktienmärkte positive Auswirkungen haben dürften. Vor allem nach der überraschenden Zinssenkung der Bank of England vor wenigen Wochen haben die Erwartungen zugenommen, dass die Europäische Zentralbank dem britischen Beispiel folgen wird. Der starke Wechselkurs des Euro gegenüber dem US-Dollar liefert dabei zusätzliche Argumente für eine Zinssenkung, indem er dämpfend auf die künftige Inflationsentwicklung wirkt.

Allerdings steht auch der Devisenmarkt derzeit im Schatten des Irakkriegs und es bleibt abzuwarten, ob sich die Aufwärtsbewegung des Euro nach dem Ende des Konflikts fortsetzen wird. ◀

ECB-Watch: Neuerliche Senkung der Zinsen erwartet

Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



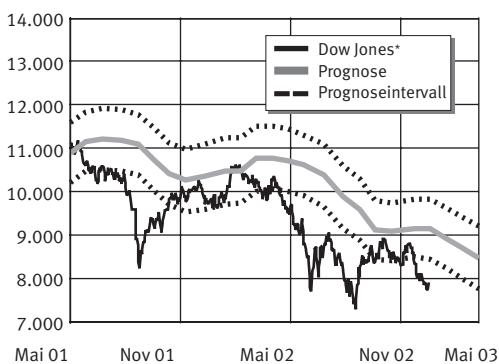
Quelle: * Thomson Financial Datastream; ZEW

■ Die Erwartungen auf eine neuerliche Zinssenkung der Europäischen Zentralbank haben sich im Februar deutlich verstärkt. Mittlerweile rechnen 60,6 v.H. der Befragten mit sinkenden Leitzinsen. Im Vergleich zur Umfrage im Januar haben damit mehr als 10 v.H. der Befragten ihre Einschätzung zugunsten einer expansiveren Zinspolitik revidiert. Daraus errechnet sich eine Prognose von 2,4 v.H. für den Drei-Monats-Euribor im Mai 2003. Dies würde einen kleinen Zinsschritt der Europäischen Zentralbank um 25 Basispunkte impli-

zieren. Begründen lassen sich diese Einschätzungen mit den geringen Inflationserwartungen. Die schwache Konjunktur birgt nur geringe Inflationsrisiken. Die Ölpreise befinden sich schon auf einem so hohen Niveau, dass die überwiegende Mehrheit der Befragten (68,8 v.H.) mittelfristig einen Rückgang erwartet. Auch die Prognose für den Wechselkurs des Dollar fällt aufgrund der drohenden Kriegsgefahr niedrig aus. Sie beläuft sich auf 1,09 Dollar/Euro und dämpft den Preisauftrieb. ◀

USA: Potenzieller Irakkrieg überschattet Aktienmarkt

Dow Jones: Entwicklung und Prognose



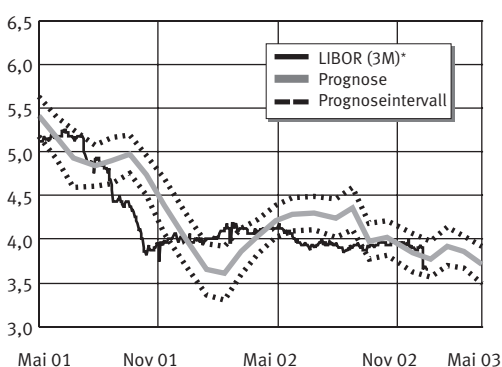
Quelle: * Thomson Financial Datastream; ZEW

■ Neuer Optimismus für den Aktienmarkt in den USA will sich zur Zeit unter den Experten nicht einstellen. Der Saldo der Optimisten und Pessimisten pendelt seit Monaten um die 50 Punkte-Marke. Dies entspricht bezogen auf den derzeitigen Stand des Dow Jones Index von 7.900 Punkten einem Anstieg auf 8.500 Punkte auf Sicht von drei Monaten. Positiv wirkt sich auf den Aktienmarkt die anhaltende Schwäche des Wechselkurses für den US-Dollar aus. Sie könnte der Exportindustrie in den USA einen große-

ren Auslandsabsatz bescheren. Mittelfristig erwarten die befragten Experten einen Wechselkurs von 1,09 Dollar je Euro. Der erwartete geringere Aussenwert des US-amerikanischen Dollars kann dem Aktienmarkt jedoch keinen Auftrieb geben, solange die derzeitige Unsicherheit wegen eines möglichen Irakkrieges und dessen unkalkulierbaren Risiken für die Konjunktur fortbesteht. Die seit Monaten fallenden Konjunkturerwartungen der befragten Experten überschatten weiterhin den Aktienmarkt. ◀

Großbritannien: Skepsis macht sich breit

Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



Quelle: * Thomson Financial Datastream; ZEW

■ Auch in Großbritannien macht sich erste Skepsis über die aktuelle konjunkturelle Entwicklung breit. Inzwischen stufen 32 v.H. der befragten Analysten die wirtschaftliche Lage in Großbritannien als schlecht ein, nur noch zwei v.H. der Experten bezeichnen die aktuelle Situation als gut. Die Konjunkturaussichten für die nächsten sechs Monate werden ebenfalls zunehmend skeptisch beurteilt. Die britische Zentralbank muss diese Ansicht geteilt haben als sie den Leitzinssatz am 6. Februar senkte. Dennoch wurde die

Zinssenkung zwiespältig von den Marktbeobachtern aufgenommen. Denn es bestehen Befürchtungen, dass die bereits hochverschuldeten britischen Haushalte noch weitere Kredite aufnehmen werden und dass sich der Immobilienmarkt aufgrund der niedrigen Zinsen überhitzen könnte. Trotzdem rechnen viele Analysten mit weiteren Zinsschritten der Bank of England. Offensichtlich erwarten die Experten in der Zukunft eine expansivere Geldpolitik der Bank of England, die die konjunkturelle Entwicklung wieder ankurbeln soll. ◀

Wissenschaft für die Praxis

Internationale Konjunkturübertragung: Der Außenhandelskanal

Der zweite Beitrag im Rahmen der Serie über die verschiedenen Wege der Konjunkturübertragung befasst sich mit dem Außenhandelskanal. Der Außenhandel hat traditionell eine sehr große Bedeutung für die deutsche Konjunkturentwicklung (Teil 1: Internationaler Konjunkturzusammenhang, siehe Konjunkturreport Nr. 4/2002).

■ In der konjunkturellen Entwicklung der deutschen Volkswirtschaft spielte der Export in der Vergangenheit eine wesentliche Rolle. So spiegeln sich die Rezessionen der Jahre 1974/75, 1980/81, 1993/94 und 2001 und die sich daran anschließenden Erholungsphasen auch in den entsprechenden Veränderungsrate der Exporte gegenüber dem Vorjahr wider (vgl. Abbildung 1). Traditionell hat der Export einen hohen Anteil an der gesamten Wertschöpfung der Bundesrepublik. So betragen in den Jahren 1990-2001 die Exporte durchschnittlich 33,8 v.H. des Bruttoinlandsprodukts (BIP).

Schätzungen von Exportnachfragefunktionen

Um den Einfluss konjunktureller Schwankungen des Auslandes auf die Nachfrage nach deutschen Exporten zu bestimmen, werden im Folgenden bilaterale Exportnachfragefunktionen berechnet. Diese basieren auf der üblichen Verhaltenshypothese, nach der die realen Exporte von einer ausländischen Aktivitätsvariablen sowie einer relativen Preisvari-

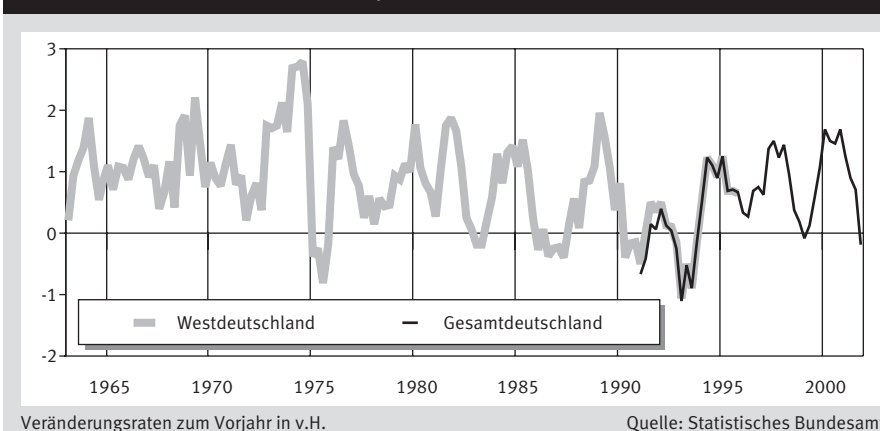
blen als Maß für die Wettbewerbsfähigkeit abhängig sind. Die konjunkturelle Übertragung wird in den bilateralen Exportbeziehungen über das jeweilige reale ausländische Bruttoinlandsprodukt als Aktivitätsvariable abgebildet. Als Preisvariable wird davon der OECD berechnete reale effektive Wechselkurs in die Gleichungen integriert. Dieser Wechselkurs ist bilateralen realen Wechselkursen vorzuziehen, da hierbei auch Drittmarkteffekte berücksichtigt werden, die in den bilateralen Handelsbeziehungen von Bedeutung sind.

Die Auswahl der Länder für die ökonomischen Schätzungen richtet sich nach der relativen Bedeutung in den Handelsbeziehungen mit Deutschland. Im Einzelnen werden Frankreich, USA, Großbritannien und Italien ausgewählt. Die Grundlagen für die Schätzungen bilden Quartalsdaten des Statistischen Bundesamtes für die bilaterale Warenausfuhr, deflationiert mit dem Exportpreisindex, und vierteljährliche Zeitreihen der OECD zu den realen Bruttoinlandsprodukten des Auslands und den Wechselkursen. Da die Zeitreihen stochastische Trends aufweisen, wird die

Schätzung im Kontext des zeitreihenanalytischen Konzepts der Kointegration vorgenommen, das langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Variablen modelliert. Dazu wird ein Fehlerkorrekturmodell (s. Kasten) zum Test auf Kointegration und zur Schätzung der Parameter aufgestellt. Die langfristige Beziehung besteht aus den realen Exporten, dem jeweiligen realen Bruttoinlandsprodukt und dem realen effektiven Wechselkurs. Die kurzfristige Dynamik bilden in diesem Ansatz die verzögerten Differenzen ab. Die verzögerten Differenzen des ausländischen Bruttoinlandsprodukts in der kurzfristigen Dynamik sind als konjunkturelle Impulse des Auslands zu interpretieren und spiegeln nur transitorische, d.h. nicht-dauerhafte Effekte wider. Eine rasche Transmission dieser Impulse über den Außenhandelskanal schlägt sich in der Fehlerkorrekturgleichung zur Exportnachfrage in signifikanten verzögerten Differenzen nieder, die nicht zu weit in der Vergangenheit liegen sollten.

Die Schätzungen in Tabelle 1 beziehen sich auf den Zeitraum 1975:1 bzw. 1976:1 bis 2001:4. Die verwendeten Zeitreihen werden saisonbereinigt und anschließend logarithmiert. Bis zum vierten Quartal 1990 beziehen sich die deutschen Ausfuhren auf das frühere Bundesgebiet, danach gelten die Ausfuhren für Gesamtdeutschland. In den Schätzgleichungen wird dieser Datenbruch durch eine Dummy-Variable modelliert, die bis zum Jahr 1990:4 den Wert null und danach den Wert eins annimmt. Die veränderte Erfassung des deutschen Warenverkehrs innerhalb der EU im Rahmen des ESG95 verursacht einen zusätzlichen Datenbruch, der ebenfalls durch eine Dummy-Variable aufgefangen wird, die ab dem Quartal 1993:1 den Wert eins hat.

Abb. 1: Exportentwicklung, real



Um eine Kointegrationsanalyse durchführen zu können, müssen die Zeitreihen der realen deutschen Exporte (EX), der realen Bruttoinlandsprodukte (Y) und des realen Wechselkurses (ER) integriert und die ersten Differenzen stationär sein. Diese Eigenschaft wurde vorab mit Hilfe der Einheitswurzeltests von Dickey und Fuller diagnostiziert.

Ergebnisse

Die Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der Kointegrationsanalyse auf Grundlage der einstufigen Schätzmethode nach Stock (1987). Da die Dummy-Variable zur Erfassung des Wiedervereinigungseffekts in keiner Schätzgleichung signifikant von Null verschieden war, wird sie in der Tabelle nicht ausgewiesen. Die t-Werte der Koeffizienten der in den Niveaus verzögerten Exportvariablen (EX(-1)) dienen zum Test auf Kointegration anhand der kritischen Werte aus Ericsson und MacKinnon (1999). Für Italien kann die Nullhypothese fehlender Kointegration nicht verworfen werden, weshalb in der Tabelle 1 nur die kurzfristige Dynamik angegeben wird, die durch ein vektorautoregressives Modell ohne Fehlerkorrekturterm bestimmt wurde. Für die übrigen Länder kann Kointegration zumindest mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 v.H. festgestellt werden.

Die Parameter der langfristigen Einkommenselastizität (ε_Y) sowie der langfristigen Wechselkurselastizität (ε_W) (s. Tabelle 1 unten) werden nicht-linear geschätzt.

Das geschätzte Fehlerkorrekturmodell mit der Konstanten c lautet:

$$\Delta EX_t = \hat{c} + \hat{\mu}t + \hat{\gamma}EX_{t-1} + \hat{\alpha}Y_{t-1} + \hat{\beta}ER_{t-1}$$

+ kurzfristige Dynamik.

Die Schätzung erfolgt mit logarithmierten Werten, so dass die berechneten Koeffizienten als Elastizitäten interpretiert werden können. Für die Einkommenselastizität und die Wechselkurselastizität gilt:

$$(\varepsilon_Y) = -\frac{\hat{\alpha}}{\hat{\gamma}} \quad \text{und} \quad (\varepsilon_W) = -\frac{\hat{\beta}}{\hat{\gamma}}$$

Diese Elastizitäten geben die langfristige Veränderung der deutschen Exporte in v.H. an, die durch eine Veränderung der ausländischen Aktivität in Höhe von 1 v.H. (hier gemessen am ausländischen Bruttoinlandsprodukt) oder eine Änderung des realen effektiven Wech-

Tab. 1: Bilaterale Exportnachfragefunktionen für Deutschland, Abhängige Variable: ΔEX

Exporte nach \rightarrow	Frankreich 1975:2 – 2001:4	USA 1975:1 – 2001:4	Großbritannien 1976:1 – 2001:4	Italien 1975:1 – 2001:4
Konstante	-4.95 (-5.00)	-2.83 (-2.13)	-	0.01 (2.04)
Trend	-	-	0.001 (1.98)	-
EX(-1)	-0.49 (-5.59**)	-0.20 (-3.30*)	-0.13 (-4.21*)	Keine Kointegration
Y(-1)	1.08 (5.46)	0.43 (3.04)	0.14 (3.15)	
ER(-1)	-0.34 (-3.76)	-0.13 (-0.99)	-0.18 (-1.68)	
$\Delta EX(-1)$	-	-0.18 (-1.89)	-	-0.18 (-1.95)
$\Delta EX(-5)$	-	-	-	-0.28 (-3.40)
$\Delta Y(-1)$	-	1.69 (2.05)	-	1.12 (2.14)
$\Delta Y(-2)$	-	2.01 (2.49)	-	1.31 (2.72)
$\Delta Y(-3)$	1.85 (2.44)	-	1.81 (2.79)	-
$\Delta Y(-4)$	-	1.27 (1.68)	-	-
$\Delta ER(-1)$	-	-	0.62 (1.88)	-0.46 (-2.43)
$\Delta ER(-3)$	-	0.97 (2.54)	-	-
$\Delta(D_{1993})$	-0.07 (-2.09)	-	-	-0.16 (-4.93)
\bar{R}^2	0.31	0.23	0.21	0.36
DW	2.07	1.95	2.15	2.22
LM(4)	0.62 (0.65)	0.41 (0.80)	0.51 (0.73)	1.32 (0.27)
ε_Y	2.23	2.17	1.07	-
ε_W	-0.70	-0.64	-0.64	-

EX, Y, ER sind die logarithmierten Werte der Variablen. Daher können die geschätzten Koeffizienten $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\gamma}$, in der Langfristbeziehung als Elastizitäten interpretiert werden.

Empirische t-Werte in Klammern, t-Statistik von EX(-1) dient zum Testen auf Kointegration. Die Nullhypothese: keine Kointegration wird mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 v.H. bzw. 5 v.H. (* bzw. **) verworfen, kritische Werte aus Ericsson und MacKinnon (1999).

Bezüglich der Kurzfrisdynamik werden nur Parameter ausgewiesen, die zumindest mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 v.H. signifikant sind.

D₁₉₉₃: 0 bis 1992:4, danach 1

Teststatistiken (Irrtumswahrscheinlichkeiten in Klammern):

\bar{R}^2 : korrigiertes Bestimmtheitsmaß, DW: Durbin-Watson-Statistik, Test auf Autokorrelation 1. Ordnung,

LM(4): Breusch-Godfrey-Statistik, Test auf Autokorrelation 4. Ordnung.

selkurses in Höhe von 1 v.H. ausgelöst wird. Die Vorzeichen der geschätzten Elastizitäten entsprechen den Erwartungen, nach denen sich eine Expansion ausländischer Aktivität positiv und eine Aufwertung des realen Wechselkurses negativ auf die Entwicklung der Exporte auswirkt. Die Werte der Einkommenselastizitäten sind mit Ausnahme von Großbritannien deutlich größer als eins, d.h. langfristig reagieren deutsche Exporte überproportional auf Änderungen der Bruttoinlandsprodukte der Handelspartner. Ein Vergleich der Absolutbeträge von Einkommens- und Wechselkurselastizitäten verdeutlicht, dass langfristig bei der Bestimmung der Exportnachfrage der Expansion der ausländischen Absatzmärkte eine größere Bedeutung zukommt als der Wirkung von Wechselkursschwankungen. Zudem zeigen die

geschätzten Koeffizienten von EX(-1), die sog. Ladungsparameter, die für ein stabiles langfristiges Gleichgewicht erforderlichen negativen Vorzeichen.

Die Modellierung von Konjunkturübertragungen erfolgt in den Fehlerkorrekturmodellen (bzw. in dem vektorautoregressiven Modell für Italien) zur Exportnachfrage über die Spezifikation der kurzfristigen Dynamik der verzögerten Differenzen der Bruttoinlandsprodukte des Auslands ($\Delta Y(-1)$ bis $\Delta Y(-5)$). Da es sich um verzögerte erste Differenzen in Logarithmen handelt, entsprechen sie den Veränderungsrate der Bruttoinlandsprodukte im Vergleich zum Vorquartal in v.H. und können somit direkt als Konjunkturindikatoren interpretiert werden.

Beim zeitlichen Ablauf der konjunkturellen Transmission gibt es zwischen den

Hintergrund: Fehlerkorrekturmodelle

Fehlerkorrekturmodelle bilden dynamische Zusammenhänge zwischen kointegrierten Variablen ab und stehen in einem engen Zusammenhang zu den vektorautoregressiven Modellen (VARs), die im letzten Beitrag zum internationalen Konjunkturzusammenhang vorgestellt wurden (vgl. ZEW Konjunkturreport Nr. 4, Dez. 2002). In der Zeitreihenanalyse wird von Kointegration gesprochen, wenn mehrere integrierte Variablen einem gemeinsamen Gleichgewicht zustreben. Dabei muss die Gleichgewichtsbeziehung nicht in jeder Periode erfüllt sein. Vorübergehende Schwankungen, die auch als Gleichgewichtsfehler bezeichnet werden, sind durchaus möglich. Die Kointegrationseigenschaft der Variablen sorgt gerade dafür, dass der Gleichgewichtsfehler aus der Vorperiode in der Folgeperiode teilweise korrigiert wird und das System wieder zum Gleichgewichtszustand tendiert. Genau dieser Anpassungsmechanismus wird durch ein Fehlerkorrekturmodell (FKM) wiedergegeben. Formal wird der Zusammenhang zwischen Fehlerkorrekturmodellen und Kointegration durch Grangers Repräsentationstheorem beschrieben. Danach ist Kointegration gleichbedeutend damit, dass die Daten durch ein FKM generiert werden (auch der Umkehrschluss gilt). Zum besseren Verständnis der Funktionsweise eines FKM soll exemplarisch ein zweidimensionales System betrachtet werden. Die Erkenntnisse, die daraus gewonnen werden, gelten auch für höher-dimensionale Systeme. Es wird davon ausgegangen, dass zwei Variablen x und y durch eine Kointegrationsbeziehung (langfristiges Gleichgewicht) der Form

$$y_t = a_0 + a_1 x_t, \quad a_1 > 0 \quad (1)$$

gekennzeichnet sind.

Stochastische Abweichungen von diesem Gleichgewicht (Gleichgewichtsfehler) sind durch

$$z_t = y_t - a_0 - a_1 x_t \quad (2)$$

definiert, wobei der Mittelwert sowie die Variabilität der z_t

über die Zeit konstant bleiben. Das zweidimensionale FKM zu dieser Gleichgewichtsbeziehung hat folgendes Aussehen:

$$\Delta y_t = \gamma_1 z_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3.1)$$

$$\Delta x_t = \gamma_2 z_{t-1} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^k e_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3.2)$$

An der Struktur der beiden Gleichungen ist der enge Zusammenhang zu den VAR-Modellen gut erkennbar. Bis auf den Ausdruck $\gamma_i z_{t-1}$ ($i=1,2$) entspricht das System einem VAR-Modell in Differenzen. Aus diesem Grund kann ein FKM als ein VAR-Modell verstanden werden, dass um die Kointegrationsbedingung $\gamma_i z_{t-1}$ ($i=1,2$) erweitert wird. Diese Bedingung ist gerade die Abweichung der Variablen x und y vom langfristigen Gleichgewicht aus der Vorperiode (vgl. Gleichung 2). Die Parameter γ geben nun an, wie schnell sich das System nach einem Gleichgewichtsfehler wieder an den langfristigen Zustand anpasst. Angenommen der Fehlerkorrekturterm z_{t-1} sei positiv. Aus Gleichung (2) wird dann ersichtlich, dass dies auf einen zu hohen y -Wert im Vergleich zum x -Wert in Periode $t-1$ zurückzuführen ist. Damit dieser Fehler in der nächsten Periode teilweise korrigiert wird, muss in Periode t entweder y zunehmen oder x abnehmen. Erfolgt eine Anpassung über y , so wird γ_1 in Gleichung (3.1) einen negativen Wert annehmen, dessen Absolutbetrag über die Geschwindigkeit der Anpassung entscheidet. Hohe Werte stehen für eine schnelle Anpassung. Findet die Anpassung über die Variable x statt, so wird γ_2 in (3.2) positiv sein. Die Summen der Differenzenterme auf der rechten Seite von (3.1) und (3.2) modellieren eine eventuell vorhandene Kurzfrisdynamik, die nicht auf Anpassungsmechanismen aufgrund einer Abweichung von der Kointegrationsbeziehung zurückzuführen ist.

Literatur: Schröder, Michael (Hrsg.) (2002), Finanzmarkt-Ökonometrie, Stuttgart

einzelnen Ländern Unterschiede: Während konjunkturelle Impulse aus den USA bis zu vier Quartale nachwirken, sind Impulse aus Italien nur bis zu zwei Quartale signifikant. Die Konjunktur in Frankreich und Großbritannien wirkt sich dagegen über den Außenhandel mit einer Verzögerung von drei Quartalen auf Deutschland aus. Die geschätzten Koeffizienten der kurzfristigen Dynamik sind ausnahmslos größer als eins, so dass auch in der kurzfristigen Betrachtung der deutsche Außenhandel überproportional auf Änderungen der ausländischen Aktivität reagiert. An den Ladungsparametern kann die Geschwindigkeit einer Anpassung der Exporte an Änderungen der ausländischen Nachfrage abgelesen werden. Danach erfolgt eine Anpassung der Exporte nach Frankreich schneller als für die Exporte in die Vereinigten Staaten und nach Großbritannien.

Fazit

Die Schätzung von bilateralen Exportnachfragefunktionen ergibt, dass ausländische Konjunkturimpulse eine überproportionale Auswirkung auf die Entwicklung der deutschen Exporte besitzen. Zwischen den einzelnen Ländern zeigen sich Unterschiede: Konjunkturelle Impulse aus den USA und Italien wirken mit geringeren Verzögerungen als entsprechende Impulse aus Frankreich und Großbritannien. Schwankungen der preislichen Wettbewerbsfähigkeit weisen einen untergeordneten Einfluss auf, so dass die Volatilität des Exports überwiegend durch die wirtschaftliche Aktivität des Auslandes erklärt werden kann. Die geschätzten Elastizitäten zeigen, dass auch langfristig eine Expansion der ausländischen Nachfrage eine überproportionale Zunahme deutscher Exporte bewirkt.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass der Außenhandelskanal angesichts der tendenziell steigenden deutschen Exportquote, der langfristig überproportional mit dem ausländischen Output schwankenden Exporte und der zunehmend kurzfristigen Einflüsse als nach wie vor sehr bedeutend bei der Übertragung konjunktureller Impulse aus dem Ausland auf Deutschland angesehen werden muss. ◀

Marcus Kappler, kappler@zew.de

Daniel Radowski, radowski@zew.de

Quelle:

Kappler, M. und D. Radowski (2003), Der Außenhandel, in: Schröder, M. und P. Westerheide (Hrsg.), Finanzmärkte, Unternehmen und Vertrauen, ZEW Wirtschaftsanalysen Band 64, Nomos, S.181-206.

Literatur:

Ericsson, N. R. und J. G. MacKinnon (1999), Distribution of Error Correction Tests for Cointegration, International Finance Discussion Papers 655, Federal Reserve Bank, Washington.

Stock, J. H. (1987), Asymptotic Properties of Least Square Estimators of Cointegrating Vectors, Econometrica 55, 1035-1056.

Zinspolitik der EZB und Taylorregeln

Die Europäische Zentralbank (EZB) steht seit der Übernahme der geldpolitischen Verantwortung für das Eurogebiet im Januar 1999 unter kritischer Beobachtung. Das gilt vor allem für ihre Strategie zur Erhaltung der Preisniveaustabilität. Mit Hilfe von Taylorregeln kann das zinspolitische Verhalten der EZB nachgezeichnet werden.

■ Um ihr Ziel der Preisniveaustabilität zu erreichen, kann die Europäische Zentralbank keinen direkten Einfluss auf die Inflationsrate nehmen. Vielmehr bedient sie sich zur Durchführung der Geldpolitik zinspolitischer Instrumente, die den Interbanken-Geldmarkt beeinflussen. Zwischen dem Einsatz des Zinsinstruments und der Reaktion der Inflationsrate vergeht jedoch eine gewisse Zeitspanne. Daher bedient sich die Europäische Zentralbank einer Zwei-Säulen-Strategie zusammen mit einer Operationalisierung des Inflationsziels (European Central Bank, 1999). Die erste Säule ist das Wachstum der Geldmenge M3; die zweite Säule vereint verschiedene Indikatoren, die ein umfassendes Bild der wirtschaftlichen Entwicklung im Hinblick auf die Inflationsgefahren im Eurogebiet geben sollen.

Eine Möglichkeit, die Setzung des zinspolitischen Instruments einer Zentralbank abzuschätzen, sind Reaktionsfunktionen. Eine bekannte Klasse von Reaktionsfunktionen sind Regeln, die auf der Arbeit von Taylor (1993) aufbauen. Im Folgenden wird zuerst die ursprüngliche Taylorregel vorgestellt. Eine Erweiterung der Taylorregel und die Schätzung dieser Gleichungen werden dann für die EZB vorgenommen. Wie die Kritikpunkte jedoch aufzeigen werden, ist die Evaluation der geldpolitischen Strategie mit Hilfe der Taylorregel mit Problemen behaftet und auch für die strikte Regelbindung der Zentralbank kaum geeignet.

Die Basis-Taylorregel

Nach der ursprünglichen Taylorregel legt die Zentralbank die Höhe ihres Zinsinstruments in Abhängigkeit von einer Inflations- und Outputlücke sowie der Höhe des Realzinses fest. Die Inflationslücke beschreibt dabei die Abweichung der tatsächlichen Inflationsrate von der angestrebten Zielinflationsrate. Die Outputlücke gibt den Abstand zwischen der tatsächlichen Höhe der Produktion und dem potenziellen Output an. Die Taylorregel lässt sich mit Hilfe der folgenden Gleichung abbilden (Taylor, 1993, S. 202):

$$(1) i = \pi + 0,5 \bar{y} + 0,5 (\pi - \pi^*) + r$$

mit dem kurzfristigen Zins, i , der tatsächlichen Jahresinflationsrate, π , der prozentualen Abweichung des Bruttoinlandsprodukts (BIP) von einem Zielwert, z.B. dem potenziellen BIP, \bar{y} . Die Zielinflationsrate, π^* , beträgt bei Taylor 2 v.H. ebenso wie der reale Zins, r , d.h. wenn die tatsächliche Inflationsrate den Wert 2 v.H. und die Outputlücke den Wert null annehmen, dann nimmt der kurzfristige Nominalzins einen Wert von 4 v.H. an. Die Zielinflationsrate von 2 v.H. kann so für die EZB übernommen werden, da das Ziel der Preisniveaustabilität mit einer Inflationsrate von weniger als 2 v.H. für den Harmonisierten Verbraucherpreisindex operationalisiert ist (European Central Bank, 1999). Die Europäische Zentralbank gibt für den Durchschnitt der kurzfristigen realen Zinsen von 1999 bis März 2001 einen Wert von 2 v.H. an (European Central Bank, 2001, S. 19).

Werden diese Zahlen für das Euro-Gebiet in die ursprüngliche Taylorregel eingesetzt und so der Taylorzins i errechnet und mit dem „Euro Overnight Index Average“ (EONIA) verglichen, dann ergeben

sich im tatsächlichen Zinsverlauf nicht wiederfinden. Wenn sich die Zinssetzung der Zentralbank mit Hilfe der Taylorregel tatsächlich abbilden lassen sollte, dann hätte der EONIA stärkeren Schwankungen unterliegen müssen. Diese Aussage wird durch die Ergebnisse in den folgenden Schätzungen bestätigt.

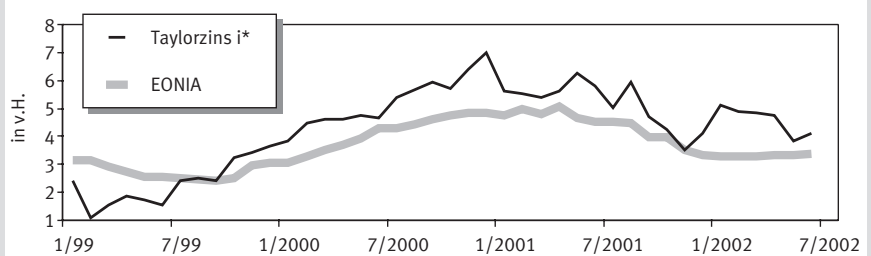
Empirische Umsetzung

Die Höhe der Koeffizienten in Gleichung (1) lässt sich durch eine Schätzung ermitteln. Dabei hat die Taylorregel verschiedene Erweiterungen erfahren, wie die Einbeziehung des verzögerten Zinses, des Geldmengenwachstums oder des Wechselkurses in die Schätzggleichung, z.B. in Clarida et al. (1998). Die Schätzggleichung hat dann folgende Form:

$$(2) i_t = \alpha + \rho i_{t-1} + \beta \pi_t + \gamma \bar{y}_t + \delta x_t + \varepsilon_t$$

wobei x andere mögliche Variablen bezeichnet, die neben der Inflationsrate und der Outputlücke in die Gleichung einbezogen werden können. Auch die Zeitindizes der Variablen können für unterschied-

Abb. 1: Taylorzins für das Eurogebiet und EONIA im Vergleich



Quelle: Europäische Zentralbank, Eurostat und eigene Berechnungen.

sich die Verläufe in Abbildung 1. Die Jahresinflationsrate wird dabei auf der Basis des harmonisierten Konsumentenpreisindex und die Outputlücke auf der Basis der Industrieproduktion ermittelt.

Wie aus der Abbildung erkennbar ist, bildet der Zins, der sich aus der Taylorregel ergibt, den kurzfristigen Zins im Zeitablauf unterschiedlich gut ab. So zeigt der Taylorzins starke Ausschläge an, die

liche Spezifikationen genutzt werden. So verwenden beispielsweise Clarida et al. (1998) die Outputlücke zeitgleich zum Zins, die Inflation aber ein Jahr vorauslaufend. Die langfristigen Reaktionen des kurzfristigen Zinses werden aus den geschätzten Koeffizienten berechnet als $\beta/(1-\rho)$ für die auf die Inflation, $\gamma/(1-\rho)$ für die auf die Outputlücke und $\delta/(1-\rho)$ für die auf die zusätzliche Variable.

Für die EZB sind die Zeitreihen auf der Basis von Monatsdaten mittlerweile ausreichend lang, um eine vorläufige Schätzung vornehmen zu können und das zinspolitische Verhalten der EZB abzubilden. Die Grundlage für die Messung der Inflation bildet der Harmonisierte Verbraucherpreisindex, die Outputlücke wird auf Basis der Industrieproduktion berechnet, der kurzfristige Zins ist der EONIA (Quelle: Eurostat, EZB). Eine Schätzung der Grundgleichung (2) für den Zeitraum von Januar 1999 bis Juni 2002 führt zu folgendem Ergebnis (t-Werte in Klammern ausgewiesen):

$$(3) \quad i_t = 0,48 + 0,83i_{t-1} + 0,06\pi_t + 0,09\bar{y}_t + \varepsilon_t, \quad \bar{R}^2 = 0,96.$$

(3,08) (14,54) (0,94) (3,42)

Tatsächlich liegt der langfristige Koeffizient der Outputlücke mit 0,53 im erwarteten Bereich sowohl aus Sicht der ursprünglichen Taylorregel als auch im Vergleich zu Studien für andere Länder und Zeitperioden. Auffallend ist jedoch der langfristige Koeffizient für die Inflationsrate, der mit 0,35 deutlich unter dem von Taylor vorgeschlagenen Wert von 1,5 liegt, wobei der zugrundeliegende Parameter auf einem Niveau von 5 v.H. nicht signifikant von Null verschieden ist. Bei einem Wert von eins würde der Zins in gleichem Ausmaß wie die Inflation ansteigen, so dass der Realzins, der letztendlich die Realwirtschaft beeinflusst, konstant bliebe (vgl. Kozicki, 1999, S. 6). Ein Wert von größer eins ist notwendig, um bei einem Inflationsdruck einen Anstieg der Realzinsen herbeizuführen, der dämpfend auf die wirtschaftliche Aktivität wirkt und so zu einer Stabilisierung der Inflation führt. Bei einem Wert unter eins dagegen kommt es zu einer Senkung des Realzinses, der die wirtschaftliche Aktivität und damit die Inflationsgefahren verstärkt. Das hohe Gewicht auf dem verzögerten Zins spricht für eine ausgeprägte Zinsglättung.

Die Europäische Zentralbank hat sich auf eine Strategie festgelegt, in der das Wachstum der Geldmenge M3 eine wichtige Rolle spielt, auch wenn es nicht den Status eines Zwischenziels erreicht. Aus diesem Grund wird, wie in der Literatur üblich, das jährliche Geldmengenwachstum, $\Delta M3$, als zusätzliche Variable in die Schätzung aufgenommen. Das führt für den gleichen Schätzzeitraum wie oben zu folgendem Ergebnis:

$$(4) \quad i_t = 1,01 + 0,75i_{t-1} + 0,16\pi_t + 0,07\bar{y}_t - 0,07\Delta M3 + \varepsilon_t, \quad \bar{R}^2 = 0,96.$$

(4,29) (12,49) (2,26) (2,57) (-2,84)

Im Gegensatz zur vorhergehenden Gleichung sind jetzt alle Parameter signifikant. Die berechnete langfristige Reaktion des Zinses auf die Inflationsrate beträgt 0,64. Eine Überprüfung, ob $\beta/(1-\rho) = 1$ ist, kann auf einem Signifikanzniveau von 5 v.H. nicht abgelehnt werden. Dann kann auch nicht davon ausgegangen werden, dass der kurzfristige Zins unterproportional auf die Inflation reagiert. Die langfristige Reaktion auf die Outputlücke ist auf 0,28 gesunken.

Besonders hervorzuheben ist, dass das Geldmengenwachstum ein negatives Vorzeichen aufweist. Eine Zunahme des Geldmengenwachstums wird kurzfristig zu einer Zinssenkung führen, kann sich aber längerfristig in eine höhere Inflation übersetzen. Auf die Inflationsgefahren einer übermäßigen Ausweitung der Geldmenge sollte die Zentralbank mit einer Zinserhöhung reagieren. Der Schätzung zufolge sinkt der Zins jedoch, wenn das Geldmengenwachstum zunimmt. Zum gleichen Ergebnis kommen Begg et al. (2002) und fordern daher, den Indikator der Geldmenge als eigenständige Säule der Zentralbankstrategie aufzugeben. Allerdings betrachtet die EZB die Geldmenge nicht isoliert, sondern zieht mit der zweiten Säule eine Vielzahl von Indikatoren für die wirtschaftliche Entwicklung heran. Trotzdem fordert die herausgehobene Stellung der Geldmenge immer wieder Erklärungen, warum trotz entsprechender Verfehlungen des Referenzwertes keine Zinsschritte erfolgen.

Interessant ist auch ein Vergleich mit der Situation vor der Europäischen Währungsunion. Dazu wird die Studie von Gerlach und Schnabel (1999) herangezogen. Neben methodischen Unterschieden bei der Schätzung ist zu beachten, dass die geldpolitische Verantwortung bis 1999 in den Händen nationaler Zentralbanken lag. Die Autoren untersuchen daher für die Zeit von 1990 bis 1998, ob sich mit Hilfe der Taylorregel das Verhalten des durchschnittlichen Zinses in den Ländern abbilden lässt, die später die Europäische Währungsunion bilden. Der Vergleich zeigt, dass der Zinsdurchschnitt bis 1999 mit einem langfristigen Koeffizienten von 1,84 stärker auf die Inflation reagiert. Eine Ursache dafür könnte sein, dass die Zentralbanken das Inflationsziel für die

Konvergenzkriterien zum Beitritt zur Währungsunion erfüllen mussten.

Kritik an der Taylorregel

Die Taylorregel ist nicht ohne Kritik geblieben. So merkt beispielsweise Svensson (2003) an, dass mit der Unterstellung einer (mechanistischen) Instrumentenregel als Strategie einer Zentralbank dieser vorausschauendes und optimierendes Verhalten abgesprochen wird. Wenn jedoch die Taylorregel nur als Richtlinie verstanden wird, dann fehlen die Regeln, die die Abweichungen von den Empfehlungen der Taylorregel spezifizieren.

Ein weiteres Problem der ex-post-Evaluation der Geldpolitik mit Hilfe der Taylorregel ist, dass hier in der Regel revidierte Daten verwendet werden. Diese Daten können jedoch erheblich von denen abweichen, die der Zentralbank zum Zeitpunkt ihrer Zinsentscheidung vorliegen (vgl. Orphanides, 2001, für die USA).

Weiter sind die Schätzungen nicht unabhängig vom Messkonzept der zugrundeliegenden Daten. Die EZB hat sich klar auf die Inflationsrate basierend auf dem Harmonisierten Konsumentenpreisindex festgelegt. Für die Messung der Outputlücke, vor allem für die Bestimmung des potenziellen Outputs, gibt es jedoch verschiedene Verfahren, die zu unterschiedlichen Ergebnissen führen. Für die USA selbst fehlt eine klare Festlegung auf ein Inflationsmaß. So zeigt die Arbeit von Kozicki (1999), dass die Reaktion des Zinses durchaus von der Auswahl der zugrundeliegenden Maße abhängig ist. ◀

Katrin Ullrich, ullrich@zew.de

Quellen:

- Begg, David, Fabio Canova, Antonio Fatás, Paul De Grauwe und Philip R. Lane (2002): Monitoring the European Central Bank (MECB) Update 2002. CEPR.
- Clarida, Richard, Jordi Galí und Mark Gertler (1998): Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*. 42: 1033-1067.
- European Central Bank (1999): The Stability-Oriented Monetary Policy Strategy of the Eurosystem. *ECB Monthly Bulletin*, January 1999: 39-50.
- European Central Bank (2001): Recent Developments in Real Interest Rates in the Euro Area. *ECB Monthly Bulletin*, April 2001: 18-20.
- Gerlach, Stefan und Gert Schnabel (1999): The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area. CEPR Discussion Paper No. 2271.
- Kozicki, Sharon (1999): How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Second Quarter 1999. 5-33.
- Orphanides, Athanasios (2001): Monetary Policy Rules on Real-Time Data. *American Economic Review*. 91: 964-985.
- Svensson, Lars E.O. (2003): What is Wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules. *Journal of Economic Literature*, erscheint demnächst.
- Taylor, John B. (1993): Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 39: 195-214.

Die neue Arbeitsmarktstatistik

Im Koalitionsvertrag der Regierungsparteien wurde eine Modifizierung der deutschen Arbeitsmarktstatistik vereinbart. Eine solche an sich sinnvolle Veränderung würde die Entwicklung der Arbeitslosigkeit jedoch in einem positiveren Licht erscheinen lassen. Im folgenden werden die geplanten Änderungen erläutert.

■ Künftig wird es zwei Statistiken zur Arbeitslosigkeit in Deutschland geben: Die Bundesanstalt für Arbeit (BA) weist bisher eine monatliche Quote für die registrierten Arbeitslosen aus und ergänzt diese zukünftig in Zusammenarbeit mit dem Statistischen Bundesamt durch eine Quote für die Erwerbslosen. Diese Erwerbslosenquote orientiert sich an der Konvention der Internationalen Arbeitsorganisation (ILO). Die Besonderheit der Neuerung liegt darin, dass die Erwerbslosenquote (2002: 8,2 v.H.) stets niedriger ausfiel als die bisher übliche Arbeitslosenquote (2002: 9,8 v.H.). Was ist nun der Beweggrund für diese geplanten Änderungen und wie sind diese zu beurteilen? Gibt es künftig eine Kennziffer für die Regierung und eine für die Opposition?

Unterschiedliche Messkonzepte

Die Ursachen für die Abweichungen in den Zahlenwerten liegen in den Unterschieden bei der Abgrenzung der Arbeitslosigkeit sowie den Erhebungsmethoden. Nach dem Messkonzept der BA werden die Arbeitslosen gemäß der im Sozialgesetzbuch III §16 vorgegebenen Definition registriert. Das zweite, auf einer Arbeitskräftestichprobe basierende Messkonzept erfasst hingegen die Arbeitslosigkeit über repräsentative Bevölkerungsbefragungen, in denen sich die Befragten selbst einstufen können. In Deutschland wird dieses Verfahren bisher einmal pro Jahr anhand des Mikrozensus durch das Statistische Bundesamt durchgeführt. Um zeitnahe Daten über den Arbeitsmarkt zu erhalten, sind künftig monatliche Erhebungen geplant.

Die wesentlichen Unterschiede zwischen beiden Ansätzen können anhand der Kriterien erfasster Personenkreis, aktive Arbeitssuche und sofortige Verfügbarkeit aufgezeigt werden: In Deutschland werden nach der BA-Definition bisher diejenigen als arbeitslos erfasst, die beschäftigungslos und unter 65 Jahre alt sind und sich beim Arbeitsamt als arbeitslos melden. Sie stehen den Vermitt-

lungsbemühungen des Arbeitsamtes formal somit sofort zur Verfügung. Schüler, Studenten oder Teilnehmer einer beruflichen Bildungsmaßnahme, arbeitsunfähig Erkrankte und Empfänger von Altersrente werden nicht als arbeitslos erfasst. Ausgeschlossen ist auch die große Anzahl von 58-jährigen und Älteren, die zwar Arbeitslosengeld beziehen, aber von Vermittlungsbemühungen ausgenommen sind und somit nicht mehr in die Statistik eingehen. Im international verbreiteten Konzept der Arbeitskräftestichprobe werden alle diejenigen vom 15. Lebensjahr an als erwerbslos angesehen, die im Befragungszeitraum (Berichtswoche) ohne Arbeit und keine Rentner sind. Dies betrifft z.B. auch Hausfrauen, die eine Tätigkeit mit weniger als einer Stunde pro Woche suchen. Wer einmal wöchentlich für mindestens eine Stunde beschäftigt ist, gilt nach der ILO-Definition als erwerbstätig. Bezüglich des Kriteriums der aktiven Arbeitssuche sucht der Arbeitslose nach der nationalen BA-Definition eine über zwei Monate hinausgehende Beschäftigung von mindestens 15 Stunden pro Woche. Nach der (internationalen) ILO-Definition muss der Erwerbslose innerhalb der letzten vier Wochen aktiv eine selbstständige oder abhängige Beschäftigung gesucht haben und sofort, d.h. innerhalb von zwei Wochen, für eine neue Arbeitsstelle verfügbar zu sein. Sofortige Verfügbarkeit liegt nach der BA-Definition in Deutschland z.B. vor, wenn eine Person nicht aufgrund einer Erkrankung arbeitsunfähig ist und derzeit keine schulische Ausbildung verfolgt. In der nationalen Definition sind damit auch Personen enthalten, die sich zwar arbeitslos gemeldet haben, aber nicht an einer Vermittlung interessiert sind und/oder sich arbeitslos melden müssen, um sich sozialrechtliche Ansprüche wie Kindergeld oder Rente zu sichern.

Die Bundesregierung möchte die zuletzt genannte und andere Personengruppen ohne wirklichen Vermittlungswunsch künftig nicht mehr in der Arbeitslosenstatistik ausgewiesen sehen.

Sie strebt daher eine differenzierende Arbeitslosenstatistik an, die die Vermittlungsnähe der Arbeitsplatzsuchenden besser erfassen und somit eine zielgruppenorientierte Ausrichtung der Arbeitsmarktpolitik ermöglichen soll. Im Mittelpunkt ihrer arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen stehen die vermittelbaren Arbeitslosen, denn die Bundesregierung will speziell die Arbeitsvermittlung stärken, um die Arbeitslosigkeit zu senken.

Fazit

Nach Angaben des Präsidenten des Statistischen Bundesamtes, Johann Hahlen, überzeichnet die bisherige BA-Definition der Arbeitslosigkeit die berechnete Arbeitslosigkeit gemäß der ILO-Definition um etwa 20 v.H. Die neue Definition eignet sich besonders gut für internationale Vergleiche. Nach der ILO-Definition werden die vermittlungsnahen Arbeitslosen eher erfasst als nach der BA-Definition, denn das Kriterium der aktiven Arbeitssuche und der sofortigen Verfügbarkeit sind klar definiert und nicht arbeitssuchende Arbeitslose fallen aus der Statistik heraus. Insofern ist die geplante Reform der Arbeitslosenstatistik ein konstruktiver Beitrag, um gezielter arbeitsmarktpolitische Maßnahmen für die Vermittelbaren einleiten zu können.

Die neue Statistik kann aber, wenn sie allein stehend oder an Stelle der alten Statistik verwendet wird, wegen des niedrigeren Niveaus der Erwerbslosenquote den Eindruck einer erfolgreicherer Regierungspolitik erwecken, der sich nicht mit den realen Fakten deckt. Zwar werden die vermittlungsnahen Arbeitslosen besser erfasst, aber die gesamte Arbeitslosigkeit wird dennoch in der neuen Arbeitsmarktstatistik unzureichend abgebildet, weil unter anderem der Ausschluss von „entmutigten“ (Langzeit-) Arbeitslosen sowie von Personen in staatlich finanzierten Umschulungs-, Beschäftigungs- und Weiterbildungsprogrammen das Bild schönert. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

Wirtschaftsentwicklung in Europa

Niederlande: Schlechtere Aussichten für den Arbeitsmarkt

Die staatlichen Ausgaben im Jahr 2002 sorgten dafür, dass die Veränderungsrate des realen BIP im Jahresdurchschnitt positiv ausfiel. Im laufenden Jahr werden sie vermutlich nicht weiter zunehmen. Die Zuwachsrate des privaten Verbrauchs wird voraussichtlich weiter zurückgehen.

■ Erstmals geht im Privatsektor die Anzahl der Beschäftigten zurück, nachdem in den letzten Jahren stets mehr Arbeitskräfte eingestellt worden waren. Der Stellenzuwachs im Gesundheitswesen kann dies nur teilweise ausgleichen. Die Lohn- und Gehaltserhöhungen fallen bescheidener aus und werden zudem durch höhere Steuern und Abgaben belastet. Sowohl die Beitragsätze zur Renten- und Krankenversicherung als auch verschiedene Steuersätze wurden angehoben.

Obwohl die Preise langsamer steigen, wird das reale verfügbare Einkommen im laufenden Jahr stagnieren. Der Spielraum für private Konsumausgaben erhöht sich jedoch etwas durch das Freiwerden von Sparguthaben aus Sparplänen für Arbeitnehmer. Etliche Hausbesitzer nutzen die derzeit günstigen Hypothekenzinsen, um größere Konsumausgaben über Hypothekendarlehen zu finanzieren. Die niederländische Zentralbank sieht das Risiko, dass dieses Verhalten auslaufen könnte. Dann würde der Anstieg des privaten Verbrauchs noch geringer ausfallen als bisher prognostiziert.

Die ungünstige Auftragslage und rückläufige Gewinne dürften im laufenden Jahr zu einer weiteren Abnahme der Unternehmensinvestitionen führen. Auch die vorhandenen Überkapazitäten führen zu Zurückhaltung hinsichtlich der Anschaffung neuer Ausrüstungsgüter. Für

das verarbeitende Gewerbe ist die Kapazitätsauslastung im Januar auf 82,5 v.H. gesunken – so tief wie schon seit zehn Jahren nicht mehr. Seit August 2002 haben die monatlich im Auftrag der Europäischen Union befragten Industriemanager ihre Erwartungen zur künftigen Produktionsentwicklung stetig nach unten revidiert. Erstes Anzeichen für eine allmähliche Erholung der Industrieproduktion ist allerdings die wieder zunehmende Produktion im Bereich der Rohstoffe und Halbwaren, die im konjunkturellen Zyklus einen Vorlauf hat.

Ungünstiger Einfluss Deutschlands

Der lahrende Welthandel hat auch die niederländische Exportwirtschaft erfasst. Deutschland ist der wichtigste Absatzmarkt der Niederlande. Entsprechend groß ist der negative Einfluss der ausgeprägten Konjunkturschwäche in Deutschland. Hinzu kommt, dass sich die Wettbewerbsposition der niederländischen Exporteure im Vergleich zu den europäischen Konkurrenten verschlechtert hat: Seit 1997 steigen die Lohnstückkosten schneller als in der Eurozone insgesamt. Die Aufwertung des Euro wird im laufenden Jahr besonders die Ausfuhr in Länder außerhalb der Eurozone erschweren. Immerhin dürften die Lohnstückkos-

ten moderater zunehmen. Da aber in den Partnerländern der Anstieg der Lohnkosten gebremst wurde, wird sich die Wettbewerbsposition vorerst nicht verbessern. Sofern die erwartete leichte Belebung der Weltkonjunktur in der zweiten Jahreshälfte eintreten wird, wird aber der Außenhandel der Niederlande davon profitieren.

Im vergangenen Jahr hat sich die Inflationsrate zurückgebildet. Dafür sorgte in erster Linie ein Basiseffekt: Die Anhebung der indirekten Steuern im Jahr 2001 hatte die Inflationsrate in die Höhe getrieben. Dieser Faktor entfiel im Preisindex des Jahres 2002. Allerdings lag der Anstieg des harmonisierten Preisindex aufgrund kräftig zunehmender Lohnstückkosten mit 3,5 v.H. im Dezember immer noch um 1,2 Prozentpunkte höher als die Inflationsrate der Eurozone insgesamt. Hierbei spielte die Arbeitskräfteknappheit der letzten Jahre eine Rolle. In diesem Zusammenhang wird die Dämpfung der wirtschaftlichen Dynamik durchaus als günstig für die Preisstabilität gesehen. Die Lohnstückkosten dürften im laufenden Jahr langsamer zunehmen. Zudem sorgt der starke Euro über eine Verbilligung der Importe für eine Mäßigung des Preisauftriebs. Die verbesserte Preisstabilität gerät jedoch durch den Anstieg der Rohölpreise in Gefahr. ◀

Barbara Knoth, knoth@zew.de