

# ZEW Konjunkturreport

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Jahrgang 4 · Nr. 1 · März 2001

## Aufschwung mit Fragezeichen

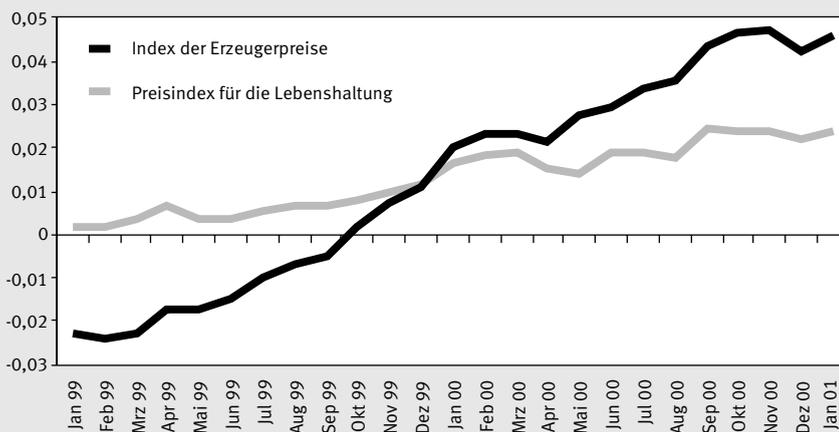
Gegenüber dem kräftigen Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts im ersten Quartal 2000 mit 3,7 v. H. gegenüber dem Vorjahreszeitraum ließ im vierten Quartal mit nur noch 1,9 v.H. die Dynamik deutlich nach. Für das laufende Jahr wird mit einem Zuwachs des realen BIP von deutlich unter 3 v. H. gerechnet.

■ Nach dem starken Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts im ersten Halbjahr 2000 schwächte sich der Zuwachs in der zweiten Jahreshälfte spürbar ab. Dies ist zum Teil die Folge der starken Verteuerung des Rohölpreises in diesem Zeitraum sowie der Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar. Diese Verteuerung führte zu einer insgesamt schwächeren Gesamtnachfrage. Zusätzlich verdichten sich die Anzeichen, dass die US-Konjunktur deut-

unten zu korrigieren. Während zum Jahreswechsel 2000/01 die meisten BIP-Prognosen noch im Bereich zwischen 2,4 und 2,5 v.H. lagen, wird nun nach den neuesten Revisionen vom IfW und DIW nur noch von einem Anstieg des BIP von 2,1 v.H. für das laufende Jahr ausgegangen. Hierbei vollzog das IfW die größten Revisionen: von einem erwarteten Zuwachs von 2,7 v.H. im letzten Jahr auf 2,4 v.H. und nun aktuell 2,1 v.H. Optimistischer sind nur

erholen wird und bereits im kommenden Jahr wieder mit höheren Zuwachsraten aufwarten kann. In Übereinstimmung mit dieser Einschätzung sind auch die Prognosen über die Beschäftigungsentwicklung. Unisono wird für das laufende Jahr mit einem deutlichen Anstieg der Erwerbstätigen gerechnet, der bei etwa 400.000 Personen liegen wird. Mit diesen verbesserten Beschäftigungsaussichten geht auch ein Abbau der Arbeitslosigkeit einher, der mit einer Verringerung der Arbeitslosenzahl zwischen 200.000 und 300.000 Personen allerdings etwas schwächer ausfällt als der Beschäftigungsanstieg. Nach den jüngsten Zahlen über die Arbeitsmarktentwicklung könnten sich diese Prognosen als etwas zu optimistisch erweisen. Zwar verringerte sich die Anzahl der Arbeitslosen im Februar 2001 gegenüber dem Vorjahresmonat um 164.000 Personen, jedoch weisen die saisonbereinigten Werte gegenüber dem

### Anstieg der Erzeuger- und Verbraucherpreise



Veränderung gegenüber dem Vorjahresmonat in Prozent.  
Quelle: Statistisches Bundesamt.

lich an Dynamik verliert und unter Umständen in eine Rezession münden kann. Beide Entwicklungen und die weiterhin trüben Konjunkturaussichten für Japan veranlassten die meisten Wirtschaftsforschungsinstitute, aber auch viele Banken, ihre Prognosen für das laufende Jahr nach

das RWI und der Sachverständigenrat (Nov. 2000) mit jeweils 2,8 v.H.

Trotz dieser etwas pessimistischeren Einschätzung für das Bruttoinlandsprodukt besteht überwiegend die Auffassung, dass sich die deutsche Wirtschaft von dieser Schwächephase relativ schnell

### In dieser Ausgabe

Aufschwung mit Fragezeichen	1
Die voraussichtliche Lage in der EWU	3
ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im März 2001	4
Kointegration in makroökonomischen Modellen: Schätz- und Testverfahren	6
Prognosequalität der ZEW-Konjunkturerwartungen im Vergleich	10
Italien: Ungünstige Exportstruktur	12

Vormonat keine Veränderung aus. Für die Anzahl der Beschäftigten (erwerbstätige Inländer) zeigt sich ein vergleichbares Bild: die neuesten Zahlen für Dezember 2000 liegen mit 38,9 Millionen um etwa 500.000 höher gegenüber Dezember 1999, aber auch hier zeigen die saisonbereinigten Werte keine Veränderung im Dezember gegenüber dem November 2000. Ebenfalls verschlechtert hat sich die Anzahl der Kurzarbeiter. Saisonbereinigt stieg sie im Februar 2001 auf 88.900 Personen an. Gegenläufig ist allerdings die Anzahl der offenen Stellen, die sich um 5.000 auf 540.500 erhöhte. Somit lässt sich aus der Entwicklung am Arbeitsmarkt nicht eindeutig sagen, ob für 2001 nur mit einem geringfügigen Einbruch, oder aber mit einer Wende zu rechnen ist.

### Privater Verbrauch legt deutlich zu

Ein sehr einheitliches Bild vermitteln die Prognosen für den privaten Verbrauch, die von einem Zuwachs ausgehen, der mindestens bei 2,4 v.H. liegen wird. Lässt man die Prognosen der Deutsche Bank unberücksichtigt, dann liegen die anderen mit 2,5 v.H. nicht weit hiervon entfernt. Heterogener fallen die Prognosen für die Anlageinvestitionen und den Außensektor aus. Während für die Ausrüstungsinvestitionen für das laufende Jahr mit einer kräftigen Zunahme gerechnet wird, fallen die Einschätzungen über die Entwicklung der Bauinvestitionen sehr unterschiedlich aus. Einige

Institute und Banken erwarten eine langsame Erholung (z. B. RWI: 1,0 v.H.), während andere von einem weiteren Rückgang ausgehen (z. B. Commerzbank: -1,5 v.H.).

### Erhöhte Unsicherheit beim Export

Vergleichbar mit der Unsicherheit über die Entwicklung der Bauinvestitionen ist die Unsicherheit über die Exporte, wobei der US-Konjunktur hierbei eine entscheidende Rolle zukommt. Abhängig davon, ob von einer Rezession, einem starken Rückgang der Zuwachsraten des BIP oder von einer vorübergehenden Schwächephase ausgegangen wird, unterscheiden sich die Einschätzungen über die Exporte beträchtlich. So verwundert es nicht, dass die Spannweite der Prognosen zwischen 6,4 v.H. (RWI) und 9,3 v.H. (Gemeinschaftsdiagnose) liegen. Einigkeit besteht jedoch in zwei Punkten: Erstens werden die Exporte 2001 deutlich zulegen, aber im Vergleich zum Vorjahr (+13,2 v.H.) mit einer erheblich geringeren Rate; und zweitens wird der Export durch die verbesserte konjunkturelle Lage in der EU gestützt.

Hinsichtlich der Preisentwicklung äußern sich alle Institute und Banken äußerst positiv. Fast alle Prognosen liegen zwischen einer Steigerungsrate von 1,6 bis 1,9 v.H.; ausgesprochen optimistisch mit einem erwarteten Anstieg von nur 1,4 v.H. der Lebenshaltungskosten ist das DIW. Bei einem jahresdurchschnitt-

lichen Anstieg der Erzeugerpreise im letzten Jahr von 3,4 v.H. (aktueller Wert im Januar 2001: 4,6 v.H.) und der Verbraucherpreise, die seit September 2000 deutlich jeden Monat über 2 v.H. steigen (gegenüber dem Vorjahreszeitraum), ist wohl bei den nächsten publizierten Prognosen mit nach oben revidierten Werten zu rechnen. Dieser Tendenz trägt das IfW bereits Rechnung. In ihren neuesten Prognosen revidiert es die erwartete Inflationsrate von 1,9 v.H. auf 2,2 v.H.

### Überwiegend optimistische Sicht

Insgesamt signalisieren die Prognosen auch für das Jahr 2001 eine positive Entwicklung, die aber gegenüber dem sehr guten Vorjahresergebnis etwas verhaltener verlaufen wird. Eine aktuelle Gefahr für den weiteren Aufschwung wird nicht gesehen. Selbst für den Fall, dass die US-Wirtschaft in eine rezessive Phase gleiten sollte, schätzen die Institute und Banken die Binnenkräfte der europäischen Konjunkturentwicklung so stark ein, dass es in Deutschland zwar zu einer leichten Abnahme der Dynamik kommen kann, jedoch nicht mit einem Ende der Aufschwungphase zu rechnen ist. In diesem Sinne sind auch die aktuellen Revisionen des IfW Kiel und des DIW zu sehen, die seit der ersten Märzhälfte die BIP-Prognosen für das Jahr 2001 auf 2,1 v.H. für das laufende Jahr nach unten revidierten. ◀

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

**Tabelle 2: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 2000 und 2001**

	Statist. BA 2000	SVR 2001	GD 2001	IfW 2001	RWI 2001	IWH 2001	Ifo 2001	DIW 2001	HWWA 2001	Dt. Bank 2001	Commerzbank 2001
BIP, real	3,0	2,8	2,7	2,1	2,8	2,7	2,4	2,5/2,1*	2,7/2,3*	2,0	2,0
- Privater Verbrauch	1,6	2,5	2,5	2,5	2,4	2,4	2,5	2,4	2,5	2,3	2,3
- Konsumausgaben des Staates	1,4	0,8	0,7	1,0	0,7	1,0	0,4	0,6	0,8	1,4	0,5
- Bruttoanlage- investitionen	2,4	3,4	3,2	2,2	3,4	2,6	2,8	1,4	4,2	2,7	1,8
- Exporte	13,2	8,9	9,3	7,2	6,4	9,1	7,0	7,4	9,0	8,5	8,5
- Importe	10,2	8,2	8,5	7,5	6,0	8,9	7,4	6,8	8,6	9,8	9,5
Erwerbstätige	1,6 38.513	1,03 38.935	1,0 38.920	1,1 38.970	1,1 38.930	1,0 38.900	0,9 38.850	0,9 38.888	1,1 38.940	1,0 38.900	1,0 38.900
Arbeitslose	3.889	3.688	3.600	3.602	3.630	3.610	3.660	3.611	3.660	3.700	3.700
Arbeitslosenquote	9,6	9,1	8,5	8,5	8,5	8,5	8,6	8,5	8,6	8,9	8,7
Preisindex für die Lebenshaltung	1,9	2,0	1,7	1,9	1,8	1,8	1,7	1,4	1,9	1,9	1,8

\* Aktuelle Prognose des BIP vom März 2001, Stand: 27. 3. 2001

Mit Ausnahme der Arbeitslosenquote und der Anzahl der Erwerbstätigen alle Angaben als prozentuale Veränderung gegenüber dem Vorjahr.

SVR: Jahresgutachten des Sachverständigenrates, Nov. 2000; GD: Herbstgutachten der Wirtschaftsforschungsinstitute 2000; IfW: Konjunktur aktuell 14. 3. 2001;

DIW: Grundlinien der Wirtschaftsentwicklung 2000/2001; IWH: Konjunkturausblick 2000; RWI: www.rwi-essen.de Jan. 2001 und telefonische Auskunft; ifo: Dez. 2000;

HWWA: www.hwwa.de, 5. Jan. 2001; Commerzbank: Konjunktur aktuell, März 2001; Deutsche Bank Research: Perspektiven, März 2001.

# Die voraussichtliche Lage in der EWU

■ Im Verlauf des Jahres 2000 stieg das Bruttoinlandsprodukt der Eurozone um 3,4 v.H. gegenüber dem Vorjahr und somit wesentlich schneller als im Jahr 1999 (2,5 v.H.). Diese Zunahme ist im wesentlichen der Dynamik des Aussenhandels zu verdanken: Die Ausfuhren wuchsen um 11,7 v.H. und die Einfuhren erhöhten sich um 10,4 v.H.

Nachdem die wirtschaftliche Entwicklung in der Europäischen Währungsunion bis Sommer 2000 zugenommen hatte, hat sich die Expansion seither etwas verlangsamt. Zum einen hat die exportfördernde Wirkung des Euro nachgelassen. Zum anderen hat die Inlandsnachfrage an Dynamik eingebüßt: Die privaten Konsumausgaben erhöhten sich infolge des gesunkenen Realeinkommens im zweiten Halbjahr weniger als im ersten Halbjahr. Auch die Bruttoanlageinvestitionen gingen im vierten Quartal 2000 zurück. Die Kapazitätsauslastung erreichte zuletzt mit 84,7 v.H. ein hohes Niveau.

Die Zahl der Beschäftigten ist im Jahr 2000 weiter angestiegen, und zwar in allen Wirtschaftssektoren. Vor allem der Dienstleistungssektor dürfte wie bisher

der entscheidende Motor für die Schaffung neuer Arbeitsplätze in der Eurozone sein. Auch im Jahr 2001 ist mit einer Ausweitung der Beschäftigten zu rechnen, die infolge der etwas schwächeren konjunkturellen Dynamik jedoch langsamer ausfallen wird. Die Arbeitslosenquote betrug im Durchschnitt des vergangenen Jahres 9,0 v.H. und wird sich nach Angaben des IfW Kiel im Jahr 2001 auf voraussichtlich 8,3 v.H. verringern.

Die Abschwächung der Konjunktur in den USA, deren dämpfende Effekte auf die Weltwirtschaft sowie die leichte Aufwertungstendenz des Euro werden die Exporte zurückgehen lassen. Positive Impulse könnten in diesem Jahr dagegen von den steuerlichen Entlastungen der privaten Haushalte ausgehen. Diese steuerlichen Entlastungen in Deutschland, Italien und Frankreich könnten die privaten Konsumausgaben spürbar beleben. Die Bruttoanlageinvestitionen werden in diesem Jahr weiter zunehmen, wenn auch weniger stark als im Vorjahr. Der Median der Prognosen für den Anstieg des Bruttoinlandsprodukts in diesem Jahr liegt bei 2,8 v.H.

Griechenland weist als neues Mitglied der Europäischen Währungsunion eine völlig andere konjunkturelle Entwicklung auf: Die infolge des Konvergenzprozesses erheblich gesunkenen Zinsen wirken expansiv. Die Inlandsnachfrage nimmt deutlich zu und wird in diesem und im nächsten Jahr kräftig ansteigen, insbesondere durch die hohe Nachfrage nach Investitionsgütern.

Die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank wirkt derzeit neutral auf die Konjunktur. Weitere Zinssenkungen sind in nächster Zeit nicht zu erwarten. Forderungen, die Leitzinsen zu senken, um einer weiteren Abschwächung der Konjunktur entgegenzuwirken, wurde zuletzt eine Absage erteilt. Der Preisauftrieb wird in diesem Jahr voraussichtlich eher zurückgehen. Die höchsten Inflationsraten werden für die Niederlande und Irland erwartet. Die Geldmenge M3 nähert sich ihrem Referenzwert an. Es ist bei den derzeit unveränderten Leitzinsen wahrscheinlich, dass die Geldmenge in einem stabilitätsgerechten Tempo zunehmen wird. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

	EWU		Italien		Spanien		Österreich		Niederlande		Finnland	
	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001
BIP, real	3,4	2,5	2,7	2,4	4,1	3,3	3,3	2,6	4,5	3,5	5,7	4,5
Privater Verbrauch	2,5	2,4	2,1	2,3	4,3	3,1	2,7	2,0	2,75	2,0	3,9	3,9
Investitionen	4,7	3,7	6,4	5,1	5,6	4,7	3,7	2,3	-	-	8,0	6,7
Exporte	0,5	-0,2	10,7	6,4	10,6	8,3	12,0	7,0	10,0	8,0	10,6	7,5
Importe			Außenbeitrag*	9,0	8,1	11,0	7,8	7,0	6,0	10,25	7,75	9,0
Verbraucherpreise	2,3	2,3	2,5	2,2	3,4	3,3	2,4	1,5	2,5	4,25	3,4	2,0
Arbeitslosenquote	9,0	8,3	10,6	9,8	14,0	13,0	3,3	3,2	3,5	3,25	9,8	9,0
Beschäftigung	2,0	1,6	1,4	1,3	3,3	2,5	1,0	0,8	2,5	1,75	1,7	2,2

	Belgien		Irland		Frankreich		Portugal		Griechenland		nachrichtl. GB	
	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001	2000	2001
BIP, real	3,9	2,8	10,3	7,1	3,2	2,4	2,8	2,7	4,0	4,6	3,1	2,9
Privater Verbrauch	2,9	2,6	9,7	8,0	2,3	2,0	2,5	2,0	2,9	3,0	3,9	3,2
Investitionen	4,2	3,4	11,2	9,0	6,3	4,7	5,5	6,0	7,8	9,1	1,7	4,0
Exporte	10,3	8,0	17,5	9,4	13,3	7,5	7,0	6,8	12,5	11,9	7,8	7,4
Importe	9,5	7,5	17,3	10,4	14,1	8,3	7,0	6,5	7,9	7,7	9,1	7,5
Verbraucherpreise	2,5	1,5	5,6	4,0	1,6	1,5	2,8	3,1	2,9	2,7	0,7	1,8
Arbeitslosenquote	8,5	8,3	4,1	3,4	9,7	8,4	4,2	4,5	11,4	10,7	5,5	5,4
Beschäftigung	1,6	1,3	4,7	3,0	2,6	2,4	1,5	1,0	1,2	1,5	0,8	0,4

Angaben in v.H. gegenüber dem Vorjahr. Ausnahme: Arbeitslosenquote.

\* Außenbeitrag in v.H. des BIP

Quellen: EWU: 2001 EU-12, 2000 EU-11; IfW Kiel, März 2001; Österreich: Wifo, Wien; Spanien: La Caixa, Barcelona; Belgien: Federal Planning Bureau, Brüssel; Niederlande: CPB Report 2000/4, Den Haag; Finnland: ETLA 2000/4, Beschäftigung: Tilastokeskus, Helsinki, Prognose: Labour Institute, Helsinki; Frankreich: INSEE, Paris; Irland: ESRI, Dublin; Italien: ISAE, Rom; Portugal: Banco Espirito Santo, Lissabon; Griechenland: OECD, Paris; Großbritannien: NIESR, London.

# ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im März 2000

■ 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 400 Analysten an dieser Umfrage, darunter etwa 250 aus Banken, 50 aus Versicherungen, 50 aus Kapitalanlagegesellschaften, 30 aus Industrieunternehmen und 30 private

Anlagenmanager. Angesprochen werden die Finanzexperten der Finanz- und Researchabteilungen sowie der volkswirtschaftlichen Abteilungen und die Anlage- und Wertpapierabteilungen dieser Unternehmen.

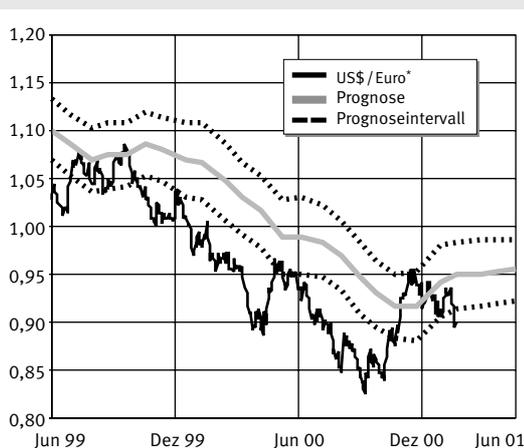
Im einzelnen werden die Finanzmarktexperten nach ihren mittelfristigen Erwartungen befragt, die sie für wichtige internationale Finanzmärkte hinsichtlich der Entwicklung der Konjunktur, der Inflati-

onsrate, der kurz- und langfristigen Zinsen, der Aktien- und der Wechselkurse haben. Auf den folgenden beiden Seiten werden die wichtigsten Ergebnisse der aktuellen Umfrage, die vom 05. bis 20. März 2001 durchgeführt wurde, dargestellt. Weitere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest sind in Form einer Kurzinformation und des aktuellen ZEW-Finanzmarktreports für April 2001 erhältlich. ◀

Felix Hüfner, hufner@zew.de

## Euroraum: Euro-Wechselkurs wird steigen

### Euro: Entwicklung und Prognose

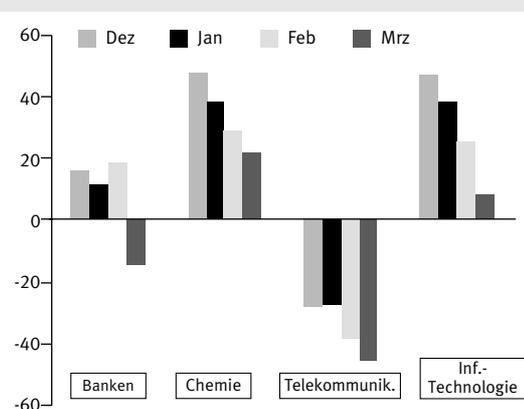


\* Quelle: Thomson Financial Datastream; ZEW

■ Der Wechselkurs des Euro bereitet den Marktteilnehmern wieder zunehmend Sorgen. Herrschte noch zum Jahreswechsel die Meinung vor, dass die europäische Währung ihre Tiefstände endgültig verlassen habe und wieder die Parität zum US-Dollar anstrebe, so haben die jüngsten Bewegungen wieder mehr Skepsis hervorgerufen. Mittlerweile hat der Euro erneut das Prognoseband verlassen, das sich aus den Umfrageergebnissen errechnen lässt (siehe Grafik). Ein überzeugender Grund für die Euroschwäche ist aber nicht erkennbar. Oft wurde argumentiert, dass der Wachstumsvorsprung der US-Konjunktur vor dem Euroraum die Stärke des US-Dollar begründe. Inzwischen hat sich dies jedoch geändert und die amerikanische Wirtschaft kühlt deutlich ab, während die Erwartungen für die EWU nicht allzu pessimistisch sind. So glaubt fast die Hälfte der Befragten an eine mittelfristige Verschlechterung der US-Konjunktur, für den Euroraum beträgt dieser Anteil nur gut 25 Prozent. Dies sollte der europäischen Einheitswährung eigentlich zu Gute kommen. Zur Zeit ist dies allerdings noch nicht der Fall. Auf Sicht von drei Monaten prognostizieren die Experten ein Niveau von 0,95 US-Dollar pro Euro.

An den Einschätzungen der Aktienmärkte im Euroraum hat sich gegenüber dem Vormonat nur wenig verändert. Lediglich die Erwartungen für den Neuen Markt haben sich sichtbar eingetrübt. Trotz der neuen Tiefstände des Aktienindex NEMAX 50 erwarten nun schon zehn Prozent der Finanzanalysten ein weiteres Absinken der Technologiewerte. Die Prognose von knapp 1.900 Punkten bis Juni ist dabei aber dennoch optimistisch. Für Anleger, die das derzeitige Niveau auf den Aktienmärkten für erste Käufe nutzen wollen, stellt sich die Frage, welche Branchen dabei bevorzugt werden sollten. Nach Ansicht der Experten sind vor allem Aktien aus dem Chemie-Bereich interessant. Zwar hat sich hier die Zahl der Optimisten verringert, allerdings traut noch gut ein Drittel der Analysten diesen Werten mittelfristig Ertragssteigerungen zu. Wesentlich schlechter werden dagegen die Telekom-Werte beurteilt. Über die Hälfte der Befragten glaubt, dass hier der negative Trend der Ertragslage weiter anhalten wird. Erstaunlich ist, dass die Werte der Informationstechnologie per Saldo immer noch positiv bewertet werden. Offenbar herrscht die Meinung vor, dass die Nachrichten aus dieser Branche in Zukunft besser werden könnten. ◀

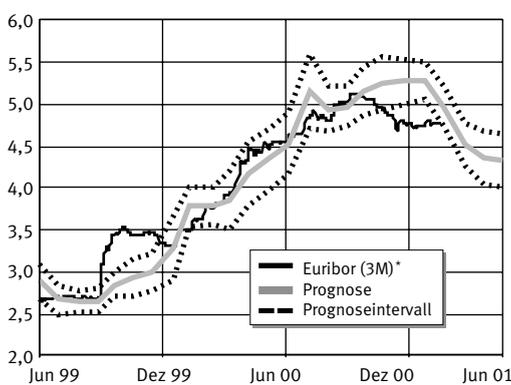
### Erwartete Ertragslage in den Branchen



Lesebeispiel: Im März 2001 erwarteten per Saldo 22 Prozent der befragten Finanzexperten eine Verbesserung der Ertragslage in der Chemiebranche.  
Quelle: ZEW

## Euroraum: EZB wird Zinsen senken

### Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



Quelle: \* Thomson Financial Datastream; ZEW

■ Die Europäische Zentralbank wird dem Beispiel der Federal Reserve Bank folgen und innerhalb der nächsten drei Monate die Zinsen senken. Das Tempo der Zinssenkungen wird allerdings in der Eurozone sehr viel geringer als in den Vereinigten Staaten ausfallen. Bis zur Jahresmitte ist hierzulande nach Ansicht der Experten nur mit einem Abschlag von 50 Basispunkten zu rechnen.

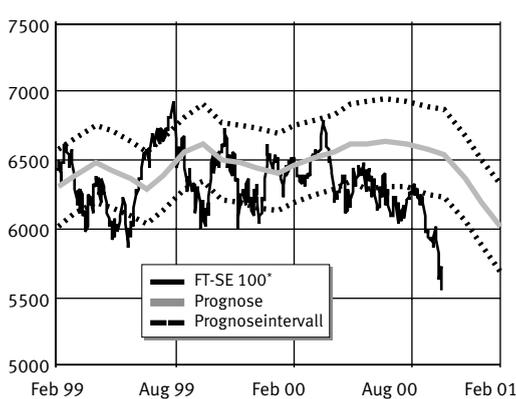
Für diese zurückhaltende Einschätzung gibt es gute Gründe. Zwar befindet sich das Geldmengenwachstum inzwischen sehr nahe beim

Zielwert der Europäischen Zentralbank von 4,5 v. H. für die Geldmenge M3. Die Inflationsrate zeigt aber vorerst keine Zeichen einer baldigen Entspannung – im Gegenteil haben die Inflationsdaten vom Februar mit einer Zunahme der Inflation in der Eurozone von 2,4 auf 2,6 v. H. sogar eine Aufwärtsbewegung angezeigt.

Beunruhigend dabei ist, dass in den letzten Monaten auch der um die Energiepreise bereinigte Index der Verbraucherpreise ständig angestiegen ist und jetzt die 2-v.-H-Marke erreicht hat. ◀

## Großbritannien: Experten erwarten weitere Zinssenkung

### FT-SE 100: Entwicklung und Prognose



Quelle: \* Thomson Financial Datastream; ZEW

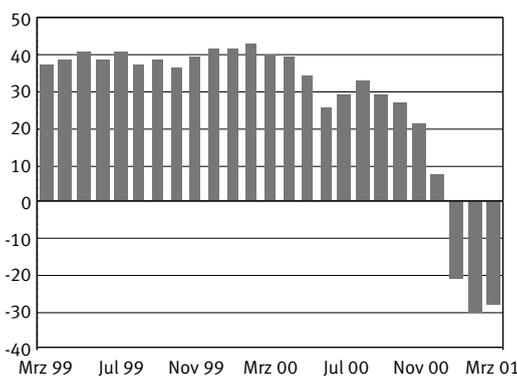
■ Die Ansichten der Finanzmarktexperten über den britischen Konjunkturverlauf werden kontroverser. Sowohl die Optimisten als auch die Pessimisten konnten im Vergleich zum Vormonat Zulaufverzeichnen. Insgesamt sind aber noch fast 65 v. H. der befragten Finanzexperten der Ansicht, dass sich innerhalb des nächsten Jahres nichts Wesentliches verändern wird. Die Wachstumseinbußen durch die Maul- und Klauenseuche werden offensichtlich noch nicht als gravierend eingeschätzt. In diesen Erwartungen über die konjunk-

turelle Entwicklung ist gleichwohl eine weitere Zinssenkung vorweggenommen. Mehr als 70 v. H. erwarten einen Rückgang des Zinses um 30 Basispunkte am kurzen Ende des Marktes.

Dem Aktienindex FT-SE-100 trauen die Befragten vor diesem Hintergrund mittelfristig ein Niveau von 6.010 Punkten zu. Die jüngste Schwächephase des Euro hat auch die Abwertungserwartungen für das Pfund etwas gedämpft. Aber noch meinen gut zwei Drittel der Finanzexperten, dass das Pfund abwerten wird. ◀

## USA: Konjunktur kühlt sich ab

### Konjunkturklima USA



Saldo der positiven und negativen Einschätzungen bezüglich der künftigen Konjunkturlage. Quelle: ZEW

■ Die Antwort der US-Aktienmärkte auf die jüngste Zinssenkung der Notenbank fiel zunächst sehr negativ aus. An der Wall Street hatte man sich angesichts der sich verschlechternden Konjunkturlage ein noch deutlicheres Zinssignal von Zentralbankpräsident Alan Greenspan erhofft.

Ein Blick auf das Konjunkturklima der Vereinigten Staaten zeigt, wie dramatisch die Abkühlung der US-Wirtschaft momentan voranschreitet. Das Konjunkturklima ist im März auf 27,1 Prozentpunkte gesunken. Mittlerweile wird sogar die

derzeitige Situation von über einem Drittel der Experten als schlecht bezeichnet. Einziger Lichtblick ist momentan, dass sich die Konjunkturerwartungen gegenüber dem Vormonat etwas verbessert haben. Die Zinssenkungen der Federal Reserve Bank scheinen also nicht ohne Wirkung zu bleiben. Ob sie allerdings schon im zweiten Halbjahr zu einer Erholung der amerikanischen Volkswirtschaft führen werden, ist bislang völlig unklar. Hier werden wohl erst die Umfrageergebnisse der nächsten Zeit mehr Aufschluss geben können. ◀

## Wissenschaft für die Praxis

# Kointegration in makroökonomischen Modellen: Schätz- und Testverfahren

Besteht ein ökonomisches Modell aus mehr als zwei Variablen und soll getestet werden, ob zwischen den Variablen kointegrierende Beziehungen nachweisbar sind, dann sollte anstelle des Verfahrens von Engle und Granger ein multivariater Testansatz angewendet werden. Neben besseren statistischen Eigenschaften liefert dieser Ansatz auch Informationen darüber, wie viele kointegrierende Beziehungen das System aufweist. Das populärste Verfahren ist der sogenannte Johansen-Ansatz.

■ Für den einfachen Fall, dass in einer bivariaten Regression auf Kointegration getestet werden soll, wobei beide Variablen jeweils integriert der Ordnung eins sind, also  $I(1)$ , sind die möglichen Ergebnisse recht einfach: entweder sind beide Variablen kointegriert, d.h. es besteht genau eine kointegrierende Beziehung, oder sie sind es nicht. In der Mehrzahl der Fälle haben wir es aber mit Schätz- oder Testgleichungen zu tun, die mehr als zwei Variablen enthalten.

## Viele oder wenige kointegrierende Beziehungen?

Nehmen wir allgemein an, ein System besteht aus insgesamt  $n$  Variablen / Gleichungen. Dann stellt sich unmittelbar die Frage, ob zwischen den  $n$  Variablen keine oder genau  $(n-1)$  kointegrierende Beziehungen bestehen oder ob die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen zwischen null und  $(n-1)$  liegt. Kointegrierende Vektoren können als Restriktionen interpretiert werden, die den langfristigen Entwicklungen der Variablen im System auferlegt sind. Angenommen, es existiert nur eine kointegrierende Beziehung in einem System von  $n$  Variablen; dann bedeutet dies, dass das Modell nur in eine Richtung stabil ist und sich dementsprechend in  $(n-1)$  unabhängige Richtungen entwickeln kann. In diesem Sinne ist ein System umso „stabiler“, je mehr kointegrierende Beziehungen es aufweist.

Die beiden Extremfälle sind wenig interessant. Liegt nach den entsprechenden Tests keine Kointegration vor, dann kann nur eine kurzfristige Dynamik

geschätzt werden. Hierzu bildet man die ersten Differenzen der Variablen und schätzt das System als ein VAR-Modell. Liegen insgesamt  $(n-1)$  kointegrierende Beziehungen vor, dann sind alle Variablen des Modells stationär und das Modell kann als VAR in den Niveaus geschätzt werden.

## Ein einführendes Beispiel: Die Nachfrage nach Geld.

Gehen wir zur Vereinfachung von der Quantitätstheorie aus, dann gilt

- (1)  $M \cdot V = P \cdot Y$   
oder
- (2)  $\ln M + \ln V - \ln P - \ln Y = 0$ ,

wobei  $M$  die Geldmenge,  $V$  die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes,  $P$  das Preisniveau und  $Y$  das reale Bruttoinlandsprodukt bezeichnet. Da  $V$  nicht direkt beobachtbar ist, approximieren wir es durch eine bestimmte Funktion von ökonomischen Variablen, beispielsweise durch  $\ln V^* = \ln V + E$ , wobei  $E$  ein Störterm mit Erwartungswert Null ist. Somit kann Gleichung (2) auch als

- (3)  $\ln M + \ln V^* - \ln P - \ln Y = -E$

geschrieben werden, d.h.  $V^*$  kann kurzfristig von seinem wahren Wert abweichen, wenn  $E$  ein stationärer Störterm ist. Umgekehrt: finden wir, dass  $E$  nicht stationär ist, dann ist entweder  $\ln V^*$  eine schlechte Approximation für  $V$  oder es existiert keine im ökonomischen Sinne langfristige stabile Geldnachfrage.

Ist die Quantitätsgleichung gültig,

dann existiert eine langfristige Geldnachfrage. Aus Gleichung (3) folgt dann sofort, dass der kointegrierende Vektor  $(1, 1, -1, -1)$  sein muss. Dieser Vektor kombiniert die vier Variablen derart, dass der Störterm stationär ist.

Im allgemeinen kann jedoch nicht davon ausgegangen werden, dass der kointegrierende Vektor bekannt ist. Deshalb formuliert man Gleichung (3) allgemeiner in der Form

$$(4) \quad a_1 \ln M + a_2 \ln V^* - a_3 \ln P - a_4 \ln Y = -E,$$

wobei die unbekanntenen Koeffizienten  $a_i$  den zu schätzenden kointegrierenden Vektor darstellen. Gleichung (4) zeigt, dass der Kointegrationsvektor im allgemeinen nicht eindeutig ist, da vor jeder Variablen ein zu schätzender Koeffizient steht. Typischerweise normiert man einen beliebigen Koeffizienten auf 1. In Gleichung (4) könnte beispielsweise auf  $a_1$  normiert werden, indem die gesamte Gleichung durch diesen Wert dividiert wird.

## Das Johansen-Verfahren

Ausgangspunkt für das Johansen-Verfahren ist das  $n$ -dimensionale vektorautoregressive Modell (VAR)  $p$ -ter Ordnung. Über die  $n$  im Vektor  $y_t$  enthaltenen Variablen wird angenommen, dass sie alle integriert der Ordnung  $I(1)$  sind, d.h. es handelt sich um nicht-stationäre Zeitreihen, die durch den Übergang zu ersten Differenzen in stationäre Zeitreihen umgewandelt werden können:

$$(5) \quad y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_k y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

mit  $t = 1, \dots, T$ .

Das Subskript  $t$  bezeichnet die Zeit, und  $\varepsilon_t$  ist ein normalverteilter Störterm mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz. Der Vektor  $x_t$  enthält insgesamt  $d$  deterministische Variablen (linearer Trend, Saisondummies, Sprungvariablen etc.). Gleichung (5) kann auch in einer äquivalenten Darstellung geschrieben werden:

$$(6) \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + Bx_t + \varepsilon_t,$$

wobei nun für die quadratische  $(n,n)$  Matrix  $\Pi = -I + \Sigma A_i$ ,  $i=1, \dots, p$ ,  $\Gamma_j = -\Sigma A_i$ ,  $i = j+1, \dots, p$  und  $j = 1, 2, \dots, p-1$  und  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  gilt.  $(n,n)$  steht für die Dimension der Matrix, wobei die erste Zahl die Anzahl der Zeilen und die zweite Zahl die Anzahl der Spalten angibt.

Gleichung (6) ist die sogenannte Fehler-Korrektur-Darstellung von Gleichung (5). Die Koeffizientenmatrizen  $\Gamma_j$  erfassen die kurzfristige Dynamik und Anpassung des Modells, und in  $\Pi$  ist der langfristige Zusammenhang implizit enthalten. Für die Kointegrationsanalyse ist nun die Koeffizientenmatrix  $\Pi$  von zentraler Bedeutung. Tests auf Kointegration basieren auf der Überprüfung, welchen Rang die Matrix  $\Pi$  hat. (Der Rang  $r$  einer quadratischen Matrix informiert über die Anzahl linear unabhängiger Spalten bzw. Zeilen. Ist eine  $(n,n)$  Matrix spaltenregulär, dann ist sie auch zeilenregulär und somit invertierbar, d.h. sie hat den Rang  $n$ . Ist der Rang einer quadratischen Matrix  $r < n$ , dann ist diese Matrix nicht invertierbar.

Da in Gleichung (6) sowohl stationäre (alle Terme in ersten Differenzen) als auch nicht-stationäre Größen ( $y_{t-1}$ ) auftreten, sollte die Koeffizientenmatrix  $\Pi$  einen geringeren als den vollen Rang  $n$  aufweisen, z. B.  $r < n$ . Ist dies der Fall, dann kann die Matrix  $\Pi$  in zwei Teilmatrizen  $\alpha$  und  $\beta$  zerlegt werden, wobei dann  $\beta' y_{t-1}$  die nicht-stationären Variablen in einen Vektor stationärer Variablen umwandelt.

Nehmen wir an, dass sich die quadratische  $(n,n)$  Matrix  $P$  darstellen lässt als

$$(7) \Pi = \alpha \beta',$$

wobei  $\alpha$  eine  $(n,r)$  und  $\beta'$  eine  $(r,n)$  Matrix ist. Beide Matrizen sind unbekannt und aus den Daten zu schätzen. Eingesetzt in Gleichung (6) folgt dann

$$(8) \Delta y_t = \alpha(\beta' y_{t-1}) + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + Bx_t + \varepsilon_t$$

Mit Hilfe dieser Darstellung sind dann  $\beta' y_{t-1}$  die  $r$  kointegrierten Variablen,  $\beta'$  enthält die kointegrierenden Vektoren und  $\alpha$  kann interpretiert werden als eine Gewichtungsmatrix. In termini des Rangs der Matrix  $\Pi$  können nun folgende Aussagen getroffen werden: Ist der Rang  $r = 0$ , dann ist auch  $\Pi = 0$  und Gleichung (6) ist ein gewöhnliches VAR-Modell in ersten Differenzen. Inhaltlich bedeutet dies, dass insgesamt  $n$  unabhängige stochastische Trends in dem Modell in Niveau-Variablen bestehen. Interessanter ist die Fragestellung, ob das System  $r$  Kointegrationsbeziehungen aufweist, wobei  $0 < r < n$  gilt. Diese Frage kann mit dem Johansen-Verfahren beantwortet werden.

Der Johansen-Ansatz geht von einem relativ komplizierten Schätzverfahren aus (reduzierte Rang Regression), um die Matrizen  $\alpha$  und  $\beta$  bzw.  $\Pi$  sowie  $\Gamma_j$  ( $j = 1, \dots, p-1$ ) und  $B$  zu schätzen. Um den Rang von  $\Pi$  zu bestimmen, werden die Eigenwerte dieser Matrix und die hierzu korrespondierenden Eigenvektoren bestimmt. Dahinter steckt die Idee, dass eine reguläre Matrix mit Rang  $n$  insgesamt auch  $n$  von Null verschiedene Eigenwerte aufweist. Dementsprechend weist eine  $(n,n)$  Matrix mit Rang  $r (< n)$  nur  $r$  von Null verschiedene Eigenwerte auf. Ein Test auf von Null verschiedene Eigenwerte liefert somit Informationen über den Rang der Matrix  $\Pi$  und somit über  $\beta$ . Da  $\Pi$  eine  $(n,n)$  Matrix ist, werden insgesamt  $n$  Eigenwerte  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$  der Matrix bestimmt. Die Eigenwerte haben im allgemeinen keine ökonomische Interpretation und stellen ein rein formales Hilfsmittel dar. Tests auf Kointegration nutzen nun diese Eigenwerte der Matrix  $\Pi$ . Liegt Kointegration vor, dann ist der Rang der Matrix  $\Pi$  kleiner als  $n$ , d.h. die Matrix  $\Pi$  besitzt nur  $r$  linear unabhängige Spalten.

Ein Test auf Kointegration kann nun auf zwei Arten erfolgen: über die sogenannte "trace statistic" oder über den "maximalen Eigenwert-Test". Die Trace-Statistik testet die Null-Hypothese, dass höchstens  $r$  kointegrierende Vektoren existieren, formal:

$$(9) H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r+1, \dots, n$$

d.h., nur die ersten  $r$  Eigenwerte sind von Null verschieden. Die Statistik lautet

$$(10) \lambda_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i), \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1.$$

Werte der Teststatistik, die größer als die tabellierten kritischen Werte sind, führen zur Ablehnung von  $H_0$ . Wird z. B.  $r = 0$  (keine Kointegration) und  $r = 1$  (eine kointegrierende Beziehung) verworfen, aber  $r = 2$  nicht, dann kann akzeptiert werden, dass zwei kointegrierende Beziehungen vorliegen.

Der zweite Test, der maximale Eigenwert-Test oder die  $l$ -max Statistik, verwendet als Teststatistik

$$(11) \lambda_{\text{max}} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}), \quad r = 0, 1, 2, \dots, n-2, n-1$$

und überprüft die Hypothese, dass  $r$  kointegrierende Vektoren vorliegen gegen die Alternative, dass  $r + 1$  Vektoren bestehen. Konkret: Es wird getestet, ob  $r = 0$  gegen  $r = 1$ , ob  $r = 1$  gegen  $r = 2$  etc. gilt. Wird beispielsweise  $r = 0$  gegenüber  $r = 1$  getestet und ist der Wert der Prüfgröße (11) kleiner als der tabellierte kritische Wert, dann zeigt der Test an, dass keine kointegrierende Beziehung vorliegt.

## Saisonale Dummies in VECM

In Gleichung (5) bzw. (6) ist eine Matrix  $X$  aufgeführt, die entweder Variablen enthält, die a priori als exogen angesehen werden, oder verschiedene Dummies, die saisonale Effekte erfassen oder möglichen Strukturbrüchen in den Daten Rechnung tragen sollen. Konzentrieren wir uns auf die saisonalen  $(0,1)$ -Dummies, dann besteht das folgende Problem: Sollen die saisonalen Einflüsse über die typischen Dummies erfasst werden, dann besteht ein Zusammenhang zwischen den Dummies und der Konstanten in der Regression. Dies hat zur Folge, dass hierdurch die kritischen Werte für die Tests (Signifikanzschwellen) beeinträchtigt werden.

Um dieses Problem zu vermeiden, sollten in vektoriellen Fehlerkorrekturmodellen (VECM's) nur sogenannte zentrierte Dummies verwendet werden, da bei diesen keine Beziehung mehr zu der Konstanten besteht. Für die Anwendung bedeutet dies, dass anstelle der  $(0,1)$ -Dummies solche Dummies verwendet werden, deren Koeffizienten sich jeweils über ein Jahr hinweg betrachtet zu Null addieren.

**Tabelle 1: Test auf Kointegration -  
Resultate der Trace-Statistik anhand des Beispiels Frankreich**

Endogen:  $X_F, m_F, Y_F, q_F$   
Exogen:  $px_{t-1}^F, px_{t-2}^F, px_{t-1}^W$ , saisonale Dummies, Shift-Dummies für die Erfassung der deutschen Wiedervereinigung in 1990/3 und 1990/4.

Trace-Statistik	5 v.H. kritischer Wert	1 v.H. kritischer Wert	Nullhypothese, Anzahl der Kointegrationsbeziehungen
53.29298	47.21	54.46	keine *
15.17447	29.68	35.65	höchstens 1
4.717650	15.41	20.04	höchstens 2
0.630044	3.76	6.65	höchstens 3

\* Signifikanz auf dem 5 v.H.-Niveau  
Kritische Werte nach Osterwald-Lenum (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Statistics", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, 461-572.  
Quelle: eigene Berechnungen. Daten entstammen dem IWF und DIW.

### Alternative Trendspezifikationen

Tests auf Kointegration sind, ebenso wie Tests auf eine Einheitswurzel, sensitiv bezüglich der Behandlung eines deterministischen Trends und der Konstanten. Je nach Spezifikation der beiden deterministischen Terme kann es unter Umständen zu unterschiedlichen Testergebnissen kommen. Grundsätzlich besteht die Möglichkeit, Trend und Konstante entweder in den Kointegrationsteil der Gleichung aufzunehmen oder außerhalb der Kointegrationsgleichung zu modellieren.

Als relativ seltener Fall ist hingegen die Spezifikation anzusehen, in der die deterministischen Terme in beiden Teilen der Gleichung auftreten. Ignoriert man diese Möglichkeit, dann sind insgesamt drei Fälle zu unterscheiden. Welche Wahl der Ökonometriker trifft, kann nur anhand des empirisch beobachteten Verlaufs der betrachteten Variablen des Datensatzes entschieden werden, da allgemeine Regeln hierfür nicht existieren.

#### Fall 1: Deterministische Kointegration

Ein  $I(1)$ -Vektor  $y_t$  heißt deterministisch kointegriert mit Rang  $r$ , wenn  $r$  linear unabhängige Kombinationen der Variablen bestehen und zwar derart, dass diese Kombinationen einen  $I(0)$ -Vektor ergeben und keinen deterministischen Trend enthalten; d. h. das Fehler-Korrektur-Modell enthält keine drift-Variable. Dementsprechend lautet die zu schätzende Gleichung

$$(1a) \Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + Bx_t + \varepsilon_t$$

#### Fall 2: Stochastische Kointegration

Ein  $I(1)$ -Vektor  $y_t$  heißt stochastisch kointegriert mit Rang  $r$ , wenn  $r$  linear unabhängige Kombinationen der Variablen bestehen und zwar derart, dass diese Kombinationen einen  $I(0)$ -Vektor ergeben. Diese Kombinationen können von Null verschiedene deterministische Trends beinhalten. Das zu schätzende Gleichungssystem beinhaltet eine separate drift-Variable im Fehler-Korrektur-Modell und besitzt die folgende Gestalt:

$$(2a) \Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + Bx_t + \mu + \varepsilon_t$$

Diese Formulierung impliziert, dass die differenzierten Daten im Fehler-Korrektur-Modell nicht den gleichen Mittelwert haben. Hieraus folgt, dass die Niveau-Variablen unter Umständen einen unterschiedlichen Wachstumsverlauf aufweisen, obwohl sie ein gemein-

sames stochastisches Wachstumsmuster besitzen.

#### Fall 3:

In dieser Spezifikation existiert keine separate drift-Variable im Fehler-Korrektur-Modell und die Konstante erscheint nur durch den Fehler-Korrektur-Term:

$$(3a) \Delta y_t = \alpha[\beta', \beta_0] [y'_{t-1}, 1]' + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + Bx_t + \varepsilon_t$$

Diese Spezifikation impliziert, dass die ersten Differenzen der Daten im Fehler-Korrektur-Modell einen gemeinsamen Mittelwert haben.

### Grenzen des Johansen-Verfahrens

Obwohl das Verfahren von Johansen unter den Testverfahren auf Kointegration am weitesten verbreitet ist, sollte der Anwender mögliche Probleme des Ansatzes berücksichtigen. Der Johansen-Ansatz basiert auf der Annahme, dass die Fehlerterme unabhängig normalverteilt sind. Diese Annahme ist zentral, und das Verfahren reagiert sehr sensitiv auf Verletzungen dieser Annahme. Im allgemeinen führt der Ansatz dann dazu, dass er mit einer größeren Wahrscheinlichkeit die Nullhypothese „keine Kointegration“ verwirft, sich also für Kointegration entscheidet, obwohl faktisch keine Kointegration zwischen den Variablen besteht.

Weitere Probleme mit dem Ansatz treten dann auf, wenn in den Daten Strukturbrüche enthalten sind oder die Variablen unterschiedliche Integrationsgrade, z.B.  $I(1)$  und  $I(2)$  aufweisen.

Beachtet man diese potenziellen Schwächen, dann kann das Johansen-

**Tabelle 2: Kointegrationsvektoren**

	$m_i$	$y_i$	$q_i$	Konst.
F	1.0910 (3.588)	2.1365 (2.467)	-0.2743 (-2.054)	-3.8750
I	1.3367 (6.473)	1.8187 (5.032)	0.3099 (3.687)	0.0313
NL	0.8779 (7.547)	1.0179 (7.779)	0.0320 (3.163)	-0.2744
UK	1.4520 (14.474)	1.1186 (3.792)	-	2.7030
USA	1.5886 (2.698)	2.8081 (1.537)	0.4325 (2.742)	-3.5631

Die Kointegrationsvektoren sind normiert auf  $x_i$ .  $i = F, I, NL, UK, USA$ .  $t$ -Werte in Klammern.  
Quelle: eigene Berechnungen. Daten entstammen dem IWF und DIW.

Verfahren gleichwohl für viele Fragestellungen angewendet werden: z.B. zur Überprüfung der Hypothese der Markteffizienz, für Tests auf eine langfristige Geldnachfrage und ob das Kaufkraftparitätentheorem gilt.

### Das Makromodell des ZEW und der Johansen Test

Als ein Beispiel für die Anwendung des Tests auf Kointegration anhand der Trace Statistik wird im folgenden auf die Modellierung des internationalen Handels im makroökonomischen Ungleichgewichtsmodell des ZEW eingegangen.

In dem makroökonomischen Ungleichgewichtsmodell des ZEW sind die bilateralen Handelsbeziehungen mit den wichtigsten Handelspartnern der Bundesrepublik Deutschland explizit modelliert. Dazu werden zum einen die Handelsströme mit den wichtigsten Handelspartnern regional disaggregiert. Dies betrifft die bilateralen Handelsbeziehungen mit Frankreich, Italien, den Niederlanden, dem Vereinigten Königreich und den USA. Zum anderen werden nicht nur die Effekte auf den deutschen Außenhandel abgebildet, sondern auch die Auswirkungen auf die wirtschaftliche Aktivität der Handelspartner und deren Rückwirkungen auf die deutsche Volkswirtschaft berücksichtigt.

Zur Modellierung der bilateralen Handelsbeziehungen werden vektorielle Fehlerkorrekturmodelle (VECM) verwendet. Für die wichtigsten Handelspartner werden Submodelle gebildet, in denen die erklärten und erklärenden Größen relativ zu Deutschland geschätzt werden. Die erklärten Variablen sind die relativen Importe ( $m_i$ ) und Exporte ( $x_i$ ), das relative reale Bruttoinlandsprodukt ( $y_i$ ) und die relativen Kapazitätsauslastungsgrade ( $q_i$ ). Zwischen diesen Größen wird eine Kointegrationsbeziehung vermutet. Die relativen Preise ( $p_i^x$ ) werden dagegen als exogen angenommen.

#### Test auf Kointegration

In Tabelle 1 wird auf die Resultate des Trace-Tests anhand des Beispiels Frankreich eingegangen. Die Testergebnisse verwerfen die Nullhypothese, dass keine Kointegration vorliegt auf dem 5 v.H.-Niveau. Zugleich wird die Hypothese, dass höchstens eine Kointegration vorliegt nicht verworfen. Gleiches gilt für die Hypothese, dass höchstens 2

**Tabelle 3: Schätzergebnisse des VECM für Frankreich**

Erklärende Variable	Endogene Variable			
	$\Delta x_F$	$\Delta m_F$	$\Delta y_F$	$\Delta q_F$
Nicht normierte Kointegrationsgleichung	-0,1455 (-3,680)	0,0210 (0,480)	-0,0005 (-0,046)	-1,2433 (-4,239)
$\Delta x_{F,t-1}$	-0,1068 (-0,868)	0,3360 (2,473)	0,0623 (1,750)	1,2899 (1,414)
$\Delta x_{F,t-2}$	-0,0161 (-0,137)	0,3209 (2,474)	0,0397 (1,168)	-0,1057 (-0,121)
$\Delta m_{F,t-1}$	-0,0986 (-0,851)	-0,7147 (-5,589)	-0,0615 (-1,834)	-1,5190 (-1,770)
$\Delta m_{F,t-2}$	-0,2032 (-1,884)	-0,1653 (-1,388)	-0,0348 (-1,114)	-0,5091 (-0,637)
$\Delta y_{F,t-1}$	0,2630 (0,670)	0,0568 (0,131)	-0,4144 (-3,647)	2,3487 (0,807)
$\Delta y_{F,t-2}$	-0,0871 (-0,282)	-0,3584 (-1,050)	-0,0801 (-0,895)	-0,5791 (-0,253)
$\Delta q_{F,t-1}$	0,0229 (1,589)	-0,0151 (-0,946)	0,0016 (0,382)	0,0578 (0,541)
$\Delta q_{F,t-2}$	0,0205 (1,490)	-0,0103 (-0,675)	0,0052 (1,312)	0,1431 (1,402)
$p_{F,t-1}^x$	-0,3900 (-1,603)	0,3634 (1,352)	0,0855 (1,213)	3,7166 (2,060)
$p_{F,t-2}^x$	0,1602 (0,677)	-0,5225 (-1,997)	-0,1143 (-1,666)	-4,3918 (-2,501)
$p_{w,t-1}^x$	0,1258 (2,019)	-0,0300 (-0,436)	-0,0238 (-1,318)	0,6982 (1,511)
Konstante	0,0502 (2,129)	0,0342 (1,314)	-0,0371 (-5,436)	0,0247 (0,141)
$\bar{R}^2$	0,7960	0,7955	0,9149	0,1967

t-Werte in Klammern. Die saisonalen Dummies und die Shift-Dummies in 1990/3 und 1990/4 werden nicht ausgewiesen.

Quelle: eigene Berechnungen des ZEW. Daten entstammen dem IWF und DIW.

Kointegrationsbeziehungen bestehen. Daraus ergibt sich, dass nach der Trace-Statistik genau eine Kointegrationsbeziehung vorliegt. Dieses Ergebnis bestätigt sich auch, wenn die zugrundeliegende Stichprobe bis 1989 gekürzt wird und die Shift-Dummies weggelassen werden. Auch für die anderen modellierten Staaten ergeben die Ergebnisse der Trace-Statistik genau eine Langfristbeziehung.

#### Langfristbeziehung

Tabelle 2 zeigt die geschätzten Langfristbeziehungen bei einer Normierung auf die relativen Exporte  $x_i$ . So lautet z.B. die Langfristbeziehung der relativen Exporte für Frankreich  $x_F = -3.8750 + 1.0910 m_F + 2.1365 y_F - 0.2743 q_F$ .

Die vollständigen Schätzergebnisse für die vektoriellen Fehlerkorrekturmodelle sind für das Beispiel Frankreich in Tabelle 3 ausgewiesen. Aus datentechnischen

Gründen wurde ab 1975 mit Quartalsdaten geschätzt.

Die logarithmische Notation erlaubt eine einfache Interpretation der Koeffizienten  $m_i$  und  $y_i$ . Gegeben das deutsche BIP sei konstant, zeigt der geschätzte Parameter für  $m_i$  an, in welchem Umfang sich Importe und Exporte langfristig bewegen und welche Bedeutung der intraindustrielle Handel besitzt. Der Wert 1.0910 für Frankreich bedeutet z.B., dass sich die Importe von und die Exporte nach Frankreich langfristig nahezu im Verhältnis 1:1 bewegen. Der Parameter  $y_i$  quantifiziert den langfristigen Einfluss eines Anstiegs des ausländischen BIP. Der Koeffizient 2.1365 für Frankreich zeigt, dass der Handel schneller als das BIP ansteigt. Dies weist auf die zunehmende ökonomische Integration innerhalb Europas hin. ◀

Dr. Herbert S. Buscher, buscher@zew.de  
Daniel Radowski, radowski@zew.de

## Gesamtwirtschaftliche Forschungsergebnisse

# Prognosequalität der ZEW – Konjunkturerwartungen im Vergleich

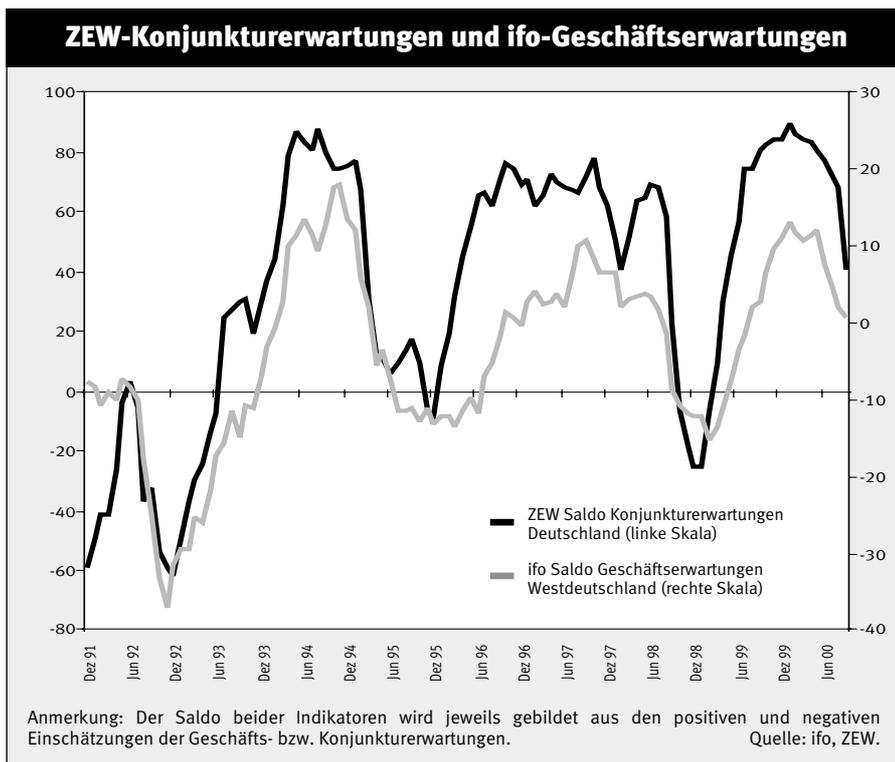
Die auf Unternehmensbefragungen basierenden ifo-Geschäftserwartungen sind ein vielbeachteter Frühindikator für die Konjunktur in Deutschland. Ein alternativer Ansatz ist die Befragung von Finanzanalysten und institutionellen Anlegern, die das ZEW durchführt und aus diesen monatlich den Indikator Konjunkturerwartungen ableitet. In einer Studie wurde nun der Frage nachgegangen, welcher der beiden Indikatoren einen höheren Prognosegehalt für die zukünftige deutsche Industrieproduktion hat.

■ Frühindikatoren für die Konjunkturlage spielen an den Finanzmärkten eine entscheidende Rolle. Sie haben sowohl auf die Aktien- und Wechselkurse, als auch auf die Zinsentwicklung einen erheblichen Einfluss, indem sie die

frage von Unternehmen direkt abgeleitet sind. Der für Deutschland meistbeachtete und älteste konjunkturelle Frühindikator ist der ifo-Geschäftsklima-Index für Westdeutschland. Er wird monatlich vom ifo Institut für Wirtschaftsfor-

lich der Konjunkturlage in den wichtigsten Industriestaaten sowie die Entwicklung wichtiger internationaler Finanzmarktindikatoren wie z. B. Zinsen, Wechselkurse und Börsenindizes.

Welche der beiden Umfragen ist als Frühindikator besser geeignet – die Unternehmensbefragung des ifo Instituts oder die Analystenbefragung des ZEW? In einer Studie des ZEW wurde dieser Aspekt nun erstmals näher untersucht. In dieser werden die ZEW-Konjunkturerwartungen mit den ifo-Geschäftserwartungen für Westdeutschland verglichen. Wir verwenden nicht den ifo-Geschäftsklima-Index, da dieser Index ein geometrisches Mittel aus der Beurteilung der gegenwärtigen Geschäftssituation und den Geschäftserwartungen darstellt. Aufgrund dieser Konstruktion sollte das ifo-Geschäftsklima eine schlechtere Prognosequalität als die Geschäftserwartungen aufweisen.



Erwartungen der Marktteilnehmer mitbestimmen. Da die Veröffentlichung der tatsächlichen Zahlen zum Bruttoinlandsprodukt eines Landes nur mit einer erheblichen Zeitverzögerung geschieht, werden Frühindikatoren auf den Kapitalmärkten viel beachtet.

Beispiele für solche Frühindikatoren sind zum einen Daten aus der öffentlichen Statistik, wie etwa die Auftragseingänge, oder Indikatoren, die aus der Be-

schung veröffentlicht und basiert auf einer Umfrage unter rund 7.000 Unternehmen aus verschiedenen Branchen.

Einen alternativen Ansatz verfolgt das ZEW in seinem ebenfalls monatlich durchgeführten Finanzmarkttest. Die Teilnehmer dieser seit 1991 durchgeführten Umfrage sind ca. 350 Finanzanalysten von Banken, Versicherungen und ausgewählten Industrieunternehmen. Abgefragt werden die Einschätzungen bezüg-

### Einmonatiger Vorlauf der ZEW-Konjunkturerwartungen

Sowohl ifo-Geschäftserwartungen als auch ZEW-Konjunkturerwartungen weisen einen signifikanten Vorlauf zur Jahresveränderungsrate der Industrieproduktion in Deutschland auf. Dieser beträgt für die ZEW-Konjunkturerwartungen bis zu 6 Monate, während bei den ifo-Erwartungen ein Vorlauf von maximal 4 Monaten vorliegt. Darüberhinaus zeigen Granger-Kausalitätstests, dass der ZEW-Indikator einen signifikanten Vorlauf von einem Monat vor dem ifo-Indikator hat (siehe Abbildung). Somit kann der aktuelle Wert des ZEW-Indikators für die Prognose der ifo Geschäftserwartungen des

Folgemonats verwendet werden. In einem weiteren Schritt wird in der Studie gezeigt, dass mit beiden Frühindikatoren die zukünftige Entwicklung der deutschen Industrieproduktion deutlich besser vorhergesagt werden kann als mit einer naiven Prognose, die lediglich die eigenen verzögerten Werte der Industrieproduktion beinhaltet. Eine Prognose mit den ZEW-Konjunkturerwartungen liefert im Bereich zwischen 3 und 12 Monaten signifikant bessere Ergebnisse als die naive Prognose. Bei Verwendung der ifo-Geschäftserwartungen lässt sich diese Signifikanz nur hinsichtlich der 6-Monatsprognosen nachweisen. Ein direkter Vergleich beider Indikatoren führt zu dem Ergebnis, dass die Prognose mit dem ifo-Indikator auf Sicht von einem Monat leicht besser ist, während Prognosen mit den ZEW-Erwartungen für die übrigen untersuchten Prognosehorizonte (3, 6, 9 und 12 Monate) überlegen sind.

Für die Einschätzung zukünftiger Konjunkturveränderungen ist es häufig schon ausreichend, verlässliche Prognosen der Veränderungsrichtung zu haben. Zumindest aber ist die Richtungsprognose eine nützliche Zusatzinformation, die sich aus den Punktprognosen ermitteln lässt. Die Studie zeigt, dass die Verwendung der Erwartungsdaten von ifo und ZEW in jedem Fall zu einer erheblichen Verbesserung der Güte der Richtungsprognose im Vergleich mit einer naiven Prognose führt. Im Gegensatz zu den Punktprognosen führen hier die ifo-Erwartungen zu genauso guten Prognosen wie die ZEW-Erwartungen. Interessant ist außerdem, dass die Richtungsprognosen selbst bei den 12-Monatsprognosen zu keinen schlechteren Resultaten führen als bei kurzen Prognosehorizonten.

### Kombination beider Indikatoren sinnvoll

Mit Hilfe von sogenannten Encompassing-Tests wird darüberhinaus der Nachweis erbracht, dass mittelfristig eine Kombination beider Indikatoren eine bessere Prognose liefert als die Verwendung jeweils beider Indikatoren alleine. Dabei wurde die Nullhypothese getestet, dass die jeweiligen Einzelindikatoren eine bessere Prognose der Industrieproduktion ermöglichen als eine Kombination beider. Kann für einen bestimmten Prognosehorizont diese Nullhypothese signifikant für beide Indikatoren abge-

## Ist eine Kombination der Einzelprognosen sinnvoll?

Ergebnisse der Encompassing-Tests Januar 1994 bis September 2000

Prognosehorizont in Monaten	H <sub>0</sub> : ifo-Prognose alleine? Wert der Teststatistik	H <sub>0</sub> : ZEW-Prognose alleine? Wert der Teststatistik
1 Monat	1.33	2.74****
3 Monate	3.27****	3.04****
6 Monate	2.12**	2.50***
9 Monate	1.41	1.56
12 Monate	1.08	-1.69*

Signifikanzniveaus: 1% = \*\*\*\*, 2.5% = \*\*\*, 5% = \*\*, 10% = \*

lehnt werden, so erscheint eine Kombination die Prognosequalität für diesen Horizont zu erhöhen. Dies ist lediglich bei den 3- und 6-Monatsprognosen der Fall gewesen (siehe Tabelle).

Insgesamt lässt sich daher aus unseren Untersuchungen nicht der Schluss ziehen, dass ein Indikator eindeutig immer besser für Konjunkturvorhersagen geeignet ist als der andere Indikator. Die Kombination beider Daten für die Prognose der Industrieproduktion scheint der Studie nach für mittelfristige Prognosehorizonte besser zu sein als die jeweilige Verwendung nur einer Datenreihe. Dies zeigt, dass beide Frühindikatoren somit Informationen enthalten, die nicht in dem jeweils anderen enthalten sind.

Worin könnten nun die Gründe für den Vorlauf der ZEW-Konjunkturerwartungen vor den ifo-Geschäftserwartungen und deren bessere Prognosequalität für längere Zeiträume liegen?

### Unterschiedliche Erwartungsbildung der Befragten

Die Befragungszeiträume beider Umfragen sind weitestgehend gleich, so dass der Vorlauf des ZEW-Indikators nicht durch einen zeitlichen Vorteil erklärt werden kann. Den Einschätzungen der Teilnehmer beider Umfragen sollten jeweils dieselben Informationen zu Grunde liegen. Dies lässt vermuten, dass die Analysten des ZEW-Finanzmarkttests diese Informationen teilweise in einer anderen Weise verarbeiten und im Vergleich zu den Teilnehmern des ifo-Konjunkturtests zusätzliche Informationen verwenden.

Der wohl entscheidende Unterschied zwischen beiden Indikatoren liegt in der Auswahl der Umfrageteilnehmer. Während das ifo-Institut Unternehmen aus verschiedenen Branchen befragt, sind die Teilnehmer des ZEW-Finanz-

markttests Bankanalysten und institutionelle Anleger. Es ist anzunehmen, dass diese beiden Gruppen durchaus unterschiedliche Formen der Erwartungsbildung haben und verschiedene Faktoren in ihr Urteil über zukünftige Konjunkturänderungen einfließen lassen. Denkbar ist etwa, dass die befragten Unternehmen im ifo-Konjunkturtest ihre Aussagen primär auf die Erwartungen bezüglich ihrer eigenen Branche stützen. Bankanalysten dagegen betrachten wahrscheinlich bevorzugt übergreifende wirtschaftliche Zusammenhänge und sind vermutlich auch besser geübt in der Erstellung gesamtwirtschaftlicher Prognosen. Auch die verstärkte Beachtung etwa der Zins- und Wechselkursentwicklung oder der Konjunkturentwicklung in anderen Ländern durch die Analysten könnte dazu beitragen, dass mit den ZEW-Erwartungen mittel- und langfristige Prognosen möglich sind, die diejenigen auf Basis der ifo-Erwartungen deutlich übertreffen.

Auf der anderen Seite weisen die Ergebnisse der ifo-Umfrage auf sehr kurze Sicht (ein Monat) einen stärkeren Zusammenhang mit der Industrieproduktion auf als die ZEW-Daten. Dies wiederum mag dadurch erklärbar sein, dass die Unternehmer die derzeitige Lage und die kürzerfristigen Entwicklungen besser einschätzen können.

Für die Finanzmärkte dürfte die Information, dass die ZEW-Konjunkturerwartungen einen signifikanten einmonatigen Vorlauf vor den ifo-Geschäftserwartungen haben, von großer Bedeutung sein. Ihnen steht mit den ZEW-Konjunkturerwartungen damit ein Instrument zur Verfügung, mit dem konjunkturelle Schwankungen noch frühzeitiger erkannt werden können. ◀

Felix Hüfner, [huefner@zew.de](mailto:huefner@zew.de)  
Michael Schröder, [schroeder@zew.de](mailto:schroeder@zew.de)

## Wirtschaftsentwicklung in Europa

# Italien: Ungünstige Exportstruktur

Beim Wirtschaftswachstum hat Italien gegenüber der Eurozone aufgeholt. Für die Rückgewinnung von Weltmarktanteilen wäre ein höherer Anteil von Hochtechnologiegütern an den Exporten erforderlich.

■ Nach vier mageren Jahren konnte Italien im Jahr 2000 den Abstand zu den Wachstumsraten des Euroraums insgesamt verringern. Im Jahr 2001 dürfte die Entwicklung parallel zu derjenigen in der Eurozone verlaufen: Im ersten Halbjahr wird die Wirtschaft unter den Nachwirkungen des Ölpreisschocks und unter der lahrenden US-Konjunktur mit ihren Effekten auf den Welthandel leiden. Für das zweite Halbjahr wird dagegen unter der Voraussetzung einer nur kurzen Schwächephase in den USA eine Erholung erwartet. Die Wirtschaft wird im laufenden Jahr wie schon im Vorjahr durch Steuersenkungen entlastet, deren Umfang etwa 1 v.H. des BIP entspricht.

Obwohl die Inlandsnachfrage durch Steuererleichterungen, voraussichtliche Zinssenkungen und eine verringerte Kaufkraftabschöpfung durch Energiepreise gestützt wird, dürfte sie nicht in der Lage sein, die vom Außenhandel kommende Abkühlung voll auszugleichen.

### Privater Konsum steigt

Wegen der Sparmaßnahmen der Regierung im Vorfeld der EWU hat sich bei den privaten Haushalten bis heute Nachholbedarf aufgestaut. Im laufenden Jahr erweitert sich deren Spielraum für Neuanschaffungen aufgrund der besseren Lage am Arbeitsmarkt und höherer Reallöhne. Konsumfördernd wirken dabei die Steuererleichterungen. So wurden die Einkommensteuersätze in allen Tarifgruppen gesenkt und der Absatzbeitrag für Kinder angehoben. Einschränkend könnten sich jedoch die durch die

Probleme in der Landwirtschaft ausgelösten Preissteigerungen im Nahrungsmittelbereich auswirken. Sie dürften einen Teil der Kaufkraft absorbieren, die durch die Entlastung bei den Energiepreisen frei geworden ist.

### Ausrüstungsinvestitionen expandieren

Die Bruttoanlageinvestitionen dürften vor allem aufgrund einer weniger ausgeprägten Bautätigkeit langsamer zunehmen als 2000. Die Erholung der Investitionstätigkeit im Bereich der Maschinen und Anlagen dürfte sich dagegen fortsetzen. Nach wie vor hoch ausgelastete Produktionskapazitäten in der Industrie und Steuererleichterungen sorgen dafür, dass die Unternehmensinvestitionen mit etwa 7 v.H. ähnlich schnell expandieren wie im Vorjahr. Die Firmen profitieren von niedrigeren Sätzen der Körperschaftsteuer – Senkung von 37 v.H. auf 36 v.H. in 2001 und auf 35 v.H. in 2003 – und in Teilbereichen von Entlastungen bei der regionalen Steuer auf produktive Aktivitäten. Bei der Schaffung neuer Produktionsanlagen in benachteiligten Gebieten können sie zwischen 12 und 60 v.H. des investierten Betrages von ihrer Steuer Schuld abziehen. Die Maßnahmen bedeuten insgesamt eine Entlastung in der Größenordnung von 4,6 Milliarden Euro.

Die außenwirtschaftliche Seite wird im laufenden Jahr von einer Verbesserung der Leistungsbilanz, die auf nominalen Größen basiert, und einer Verschlechterung des Verhältnisses zwischen Ausfuhr und Einfuhr in realer Rechnung gekenn-

zeichnet. Dabei spielen die Stabilisierung des Außenwerts des Euro und die gedämpften Absatzmöglichkeiten für italienische Güter aufgrund der internationalen Nachfrageabschwächung eine Rolle.

Die Verlangsamung der Konjunktur in den USA könnte nach einer Berechnung der Banca Commerciale Italiana durch ihre direkten und indirekten Effekte auf die italienischen Exporte im Jahr 2001 den Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts um 0,3 Prozentpunkte mindern. Unterstellt wird dabei ein halb so großer Importzuwachs in den USA wie im Jahr 2000. Da die von der Euroabwertung ausgehenden Preisvorteile ausklingen, haben die italienischen Exporteure wieder zunehmend die Konkurrenz der asiatischen und osteuropäischen Hersteller zu fürchten, die ihre ureigensten Produkte wie z.B. Möbel, Schuhe und Bekleidung billiger auf den Markt bringen können. Bei solchen „Low-Tech-Produkten“ läuft der Absatz viel stärker als bei High-Tech-Erzeugnissen über den Preis. Hier wird ein schon länger schwelendes Problem sichtbar. Seit Mitte der 90er Jahre hat Italien Weltmarktanteile verloren. Zwischen 1996 und 1999 nahmen die Ausfuhren um 24 v.H. zu, die der übrigen 10 Länder der EWU um 41 v.H. Die Zusammensetzung der italienischen Exporte wird zunehmend als nachteilig für die Position des Landes angesehen. So fordert die Banca d'Italia dringend einen technologischen Sprung nach vorne, da der Hochtechnologie-Anteil an der Ausfuhr nur bei 8,5 v.H. liege gegenüber 16 v.H. für die EU, 29 v.H. für Japan und 28 v.H. für die USA. ◀

Barbara Knoth, knoth@zew.de