

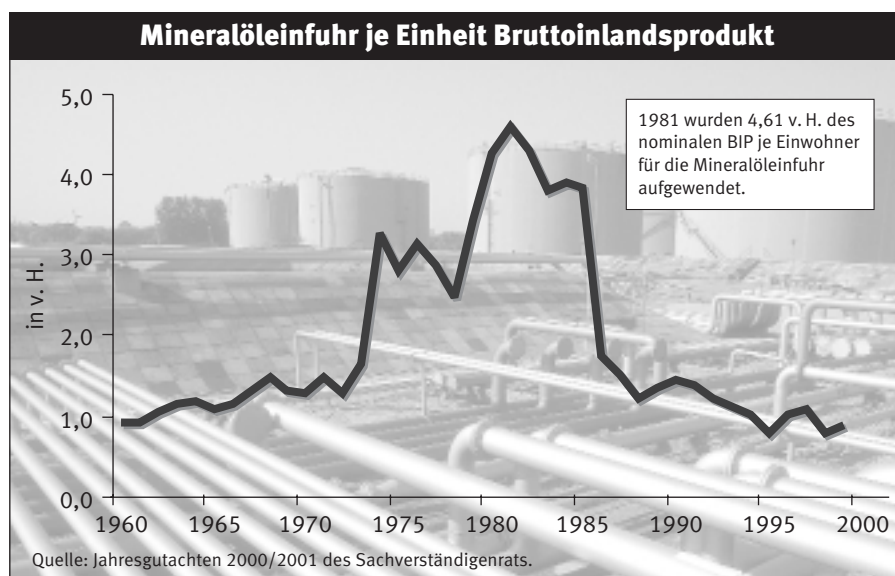
# ZEW Konjunkturreport

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Jahrgang 3 · Nr. 4 · Dezember 2000

## Trotz Anstieg der Ölpreise weiterhin günstige Konjunkturaussichten

Trotz der kräftigen Erhöhung der Ölpreise in den letzten Monaten wird sich die gute konjunkturelle Situation weiterhin durchsetzen. Im Gegensatz zu den vorangegangenen Ölpreiskrisen sind heute die ökonomischen Ausgangsdaten günstiger, so dass nicht mit massiven Preissteigerungen und Beschäftigungseinbußen zu rechnen ist. Dies ist der einstimmige Tenor des Sachverständigenrats und der Forschungsinstitute.



■ Trotz der in letzter Zeit stark gestiegenen Rohölpreise bleiben die Aussichten für die deutsche Konjunktur gut. Nach einem erwarteten Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) von 3 v.H. im laufenden Jahr gehen sowohl der Sachverständigenrat (SVR) als auch die Institute der Arbeitsgemeinschaft (ARGE) für 2001 von einem Zuwachs des BIP aus, der zwischen 2,8 v.H. (SVR) und 2,7 v.H. liegen wird. Optimistischer für das kommende Jahr sind nur die Konjunkturforscher des IWH aus Halle mit 2,9 v.H.

Zu diesen positiven Perspektiven kommt hinzu, dass auch trotz der deutli-

chen Verteuerung des Rohöls nicht mit nennenswerten Preissteigerungen, gemessen am Anstieg der Verbraucherpreise, zu rechnen ist. Mit einer erwarteten Preissteigerungsrate von 2 v.H. im Jahre 2001 gehört der Sachverständigenrat schon fast zu den „Pessimisten“. Abgerundet wird die positive Einschätzung noch durch die Beschäftigungsentwicklung. Hier wird mit einem Anstieg der Erwerbstätigen um 1 v.H. gerechnet.

Bedenkt man, dass die Ölrechnung in DM (= Einfuhr von Rohöl und Mineralöl-erzeugnissen) von 1998 bis 2000 um etwa 130 v.H. gestiegen ist, dann stellt sich

die Frage, warum eine solche Verteuerung weder Beschäftigung noch Preise spürbar verändern soll. Im Vergleich hierzu betrug die Veränderung der Ölrechnung in der ersten Krise (1973 – 75) 94,7 v.H. und in der zweiten Krise (1979 – 81) „nur“ 47,8 v.H., folgt man den Berechnungen der Institute der ARGE (Gemeinschaftsdiagnose).

Im wesentlichen werden drei Argumente angeführt, warum der heutige Ölpreisanstieg die wirtschaftliche Entwicklung deutlich weniger beeinträchtigt als in den beiden vorangegangenen Krisen. Das erste Argument zielt auf den Energie-Mix: Im Vergleich zu den siebziger Jahren ist zwar nach wie vor eine hohe Abhängigkeit der westlichen Volkswirtschaften vom Rohöl gegeben, aber alternative Energiequellen (Erdgas, Kernkraft, erneuerbare

### In dieser Ausgabe

Trotz Anstieg der Ölpreise weiterhin günstige Konjunkturaussichten . . . . .	1
Die voraussichtliche Lage in der EWU . . . . .	3
ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im November 2000 . . . . .	4
Kointegration – die grundlegende Idee . . . . .	6
Neue Schätzwerte für die NAIRU . . . . .	8
Ölpreisschock, Euroabwertung und Arbeitsmarkt . . . . .	10
Frankreich: Binnennachfrage steigt . . . . .	12

Energie) haben diese Abhängigkeit abgeschwächt. Da jedoch ein großer Teil der Substitution zugunsten von Erdgas erfolgte und Erdöl- und Erdgaspreise miteinander verbunden sind, kann die alleinige Betrachtung des Ölpreises unter Umständen zu einer falschen Einschätzung der Preisentwicklung führen. Das zweite Argument bezieht sich auf die erheblich bessere konjunkturelle Lage im Vergleich zu den beiden anderen Ölpreiskrisen. Ein kräftiges Wachstum, steigende Beschäftigungszahlen und ein – infolge der Euro-Abwertung – weiterhin ungebrochener Export sowie schließlich die geplanten Zuwendungen zu den Heizkosten bei einkommensschwachen Haushalten mildern die Auswirkungen der Ölpreiserhöhung spürbar ab. Und das dritte Argument stellt auf die möglichen indirekten Effekte der Ölpreiserhöhung über Lohnsteigerungen ab. Steigende Ölpreise führen zu einem Anstieg der Lebenshaltungskosten und es wird versucht, diese Verteuerung über höhere Lohnforderungen auszugleichen. Hiergegen spricht aber, so die Institute, dass die Tarifverträge mit ihren moderaten Abschlüssen bis weit in das Jahr 2001 hinein reichen, so dass von der Lohnseite her nicht mit nachhaltigen Störungen der konjunkturellen Entwicklung zu rechnen ist.

Für diese Sichtweise der Institute und des Sachverständigenrats spricht, dass die Aufwendungen für Mineralölprodukte je Einheit nominalen Bruttoinlandsprodukts je Einwohner (siehe Grafik) heute wieder auf den Stand der sechziger Jahre

zurückgefallen sind. Heute ist etwa 1 v.H. des nominalen BIP pro Kopf für die Einfuhr aufzuwenden; im Vergleich hierzu beliefen sich die Aufwendungen 1981 auf 4,6 v.H.

Schließlich ist auch in Rechnung zu stellen, dass im kommenden Jahr die Reform der Einkommensteuer wirksam wird und den Haushalten somit zusätzliche Kaufkraft zufließt, die ebenfalls die Belastungen durch den gestiegenen Ölpreis abschwächt. Ferner wirkt der geplante Wechsel von der Kilometer- auf die sogenannte Entfernungspauschale ebenfalls dämpfend auf die Mehrbelastung, die geplante Erhöhung der Ökosteuer aber in die entgegengesetzte Richtung. Insgesamt aber wird die Summe der einzelnen Maßnahmen den Effekt der Ökosteuererhöhung kompensieren.

### Privater Verbrauch expandiert

Neben den Exporten ist der private Verbrauch die tragende Stütze der konjunkturellen Entwicklung. Mit Zuwachsraten zwischen 2,4 v.H. (RWI) und 2,7 v.H. (DIW) für den privaten Verbrauch im kommenden Jahr wird die Binnennachfrage kräftig steigen. Diese Expansion kompensiert zum Teil die moderate Entwicklung bei den Ausrüstungsinvestitionen. Hier ist es immer noch die Bauwirtschaft, die erst langsam aus der Talsohle herauskommt.

Der Zuwachs der Beschäftigung wird um etwa 395.000 Personen steigen. Allerdings geht aus dieser Zahl nicht hervor, zu welchen Anteilen es sich hierbei um

Vollzeit-, Teilzeit- oder geringfügige Beschäftigung handelt. Aufschluss hierüber liefert die Betrachtung des Arbeitsvolumens, also der gesamten Anzahl an Arbeitsstunden. Nach der Stagnation im laufenden Jahr wird nach Einschätzung des SVR das Arbeitsvolumen um 0,4 v.H. im kommenden Jahr steigen. Dies entspricht einem Zuwachs von 200 Mio. Arbeitsstunden. Dieser Entwicklung steht ein Beschäftigungszuwachs von 395.000 Personen gegenüber. Geht man von etwa 1650 Arbeitsstunden pro Jahr für einen Vollzeitbeschäftigten aus, dann entspricht die Zunahme der Arbeitsstunden von 200 Mio. Stunden in etwa 121.200 Vollzeitbeschäftigten. Da diese Vollzeitäquivalente deutlich niedriger sind als die Zunahme der Beschäftigung, ist zu vermuten, dass ein Großteil der neu Beschäftigten als Teilzeitbeschäftigte tätig werden.

### Arbeitslose nur bedingt entlastet

Für die von Arbeitslosigkeit Betroffenen bedeutet diese Entwicklung allerdings nur bedingt eine Entlastung. Zwar wird die registrierte Arbeitslosigkeit um 200.000 Personen im kommenden Jahr niedriger ausfallen, oder um 238.000 Personen, wenn verdeckt Arbeitslose hinzugerechnet werden, aber bei einem Beschäftigungszuwachs von 395.000 Personen bedeutet dies, dass etwa 160.000 Personen als Neueintritte in den Arbeitsmarkt eine zusätzliche Beschäftigung finden. ◀

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

**Tabelle 2: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 1999 bis 2001**

	Statist. BA 1999	SVR 2000	SVR 2001	GD 2001	IfW 2001	RWI 2001	IWH 2001	Ifo 2001	DIW 2001
BIP, real	1,5	3,0	2,8	2,7	2,7	2,8	2,9	2,8	2,6
– Privater Konsum	2,1	1,9	2,5	2,5	2,5	2,4	2,7	2,7	2,7
– Konsumausgaben des Staates	0,2	1,3	0,8	0,7	1,0	0,9	0,7	0,6	0,6
– Bruttoanlage- investitionen	2,3	2,5	3,4	3,2	3,7	3,9	3,3	3,6	3,8
– Exporte	4,2	12,9	8,9	9,3	7,0	8,9	7,3	7,1	10,4
– Importe	7,1	9,9	8,2	8,5	7,7	7,9	6,7	7,3	10,6
Erwerbstätige(*) Personen	0,3/1,1 36.113/37.942	1,6 38.540	1,03 38.935	1,0 38.920	0,9 38.922	1,0 38.920	1,0 36.558	0,8 36.570	0,9 36.585
Arbeitslose	4.099	3.888	3.688	3.600	3.606	3.630	3.500	3.520	3.543
Arbeitslosenquote	10,5	9,6	9,1	8,5	8,5	8,5	8,7	8,8	8,8
Preisindex der Lebenshaltung	0,6	2,0	2	1,7	1,7	1,9	1,3	1,5	1,2

(\*) kursiv geschriebene Daten beziehen sich auf die Erwerbstätigen vor der Revision der Statistik.

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: Die Weltwirtschaft 3/2000;

DIW: Tendenzen der Wirtschaftsentwicklung 2000/2001; IWH: Konjunkturausblick 2000; RWI: telefonische Auskunft, Dez. 2000; ifo: ifo-Wirtschaftskonjunktur 7/2000.

# Die voraussichtliche Lage in der EWU

■ Die konjunkturelle Entwicklung in der EWU verliert derzeit an Schwung. Dies ist zum einen auf die straffere Geldpolitik der EZB und die Verlangsamung der Weltwirtschaft zurückzuführen. Zum anderen lässt die exportfördernde Wirkung der Abwertungstendenz des Euro etwas nach. Dies betrifft v.a. Deutschland und Frankreich, die ihre Exporte bisher deutlich steigern konnten.

Neben der Auslandsnachfrage ist der private Konsum eine der wesentlichen Stützen des Aufschwungs gewesen. Wegen des Ölpreisanstiegs sinken zwar die Realeinkommen der privaten Haushalte. Außerdem mindert das höhere Preisniveau die Kaufkraft der Konsumenten und steigen parallel die Zinsen. Im Gegenzug dazu werden aber die Konsumenten im nächsten Jahr durch weitere Steuersenkungen entlastet. Daher wird der private Konsum nur geringfügig langsamer wachsen.

Auch die Investitionen werden sich zunächst etwas verlangsamen, jedoch wegen der Steuersenkungen und der verbesserten Ertragsaussichten im nächsten Jahr wieder ansteigen. Die wachsende Produktion wird sich positiv auf den Arbeitsmarkt auswirken, auf dem die Beschäftigung weiter zunehmen wird. Die Arbeitslosenquote wird 2001 auf 8,3 v.H. zurückgehen.

Die von der EZB im Hinblick auf die Inflationsrate definierte Obergrenze von 2 v.H. wird in diesem Jahr überschritten werden. Baldige Zinserhöhungen sind aber nicht zu erwarten. Die EZB wird vermutlich die Konjunkturabschwächung stärker berücksichtigen und daher zur Vorsicht neigen. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

## Anmerkungen zur Tabelle:

Angaben in Prozent gegenüber dem Vorjahr; Ausnahme: Arbeitslosenquote.  
Quellen: EU11: Herbstgutachten 2000, Beschäftigung: IFW Kiel; Österreich: Wifo, Wien; Spanien: La Caixa, Barcelona; Belgien: IRES, Brüssel; Niederlande: CPB Report 2000/3, Den Haag, Investitionen ohne Wohnungsbau; Finnland: ETLA 2000/2, Beschäftigung: Bank of Finland, Helsinki; Frankreich: l'OFCE, Paris; Irland: ESRI, Dublin; Italien: Prometeia, Rom; Portugal: Banco Espirito Santo, Lissabon.

	EU11			Italien		
	1999	2000	2001	1999	2000	2001
BIP, real	2,4	3,3	2,8	2,2	2,8	2,7
Privater Verbrauch	2,7	2,8	2,7	2,1	2,0	2,4
Investitionen	5,3	4,9	4,3	5,1	5,5	5,6
Exporte	4,5	12,2	8,8	5,9	8,4	6,3
Importe	6,1	11,3	9,1	7,1	7,0	8,0
Verbraucherpreise	1,1	2,3	2,1	2,0	2,5	2,2
Arbeitslosenquote	9,9	9,0	8,3	11,5	11,0	10,5
Beschäftigung	1,7	2,0	1,5	1,2	1,2	1,2
	Spanien			Belgien		
	1999	2000	2001	1999	2000	2001
BIP, real	4,0	4,0	3,3	2,5	4,0	2,8
Privater Verbrauch	4,7	4,3	3,2	2,0	2,7	2,9
Investitionen	8,9	6,4	4,8	5,4	5,3	3,7
Exporte	6,6	9,8	7,6	5,0	8,1	5,8
Importe	11,9	10,7	7,5	4,1	7,7	6,1
Verbraucherpreise	2,3	3,4	2,9	1,1	2,4	1,5
Arbeitslosenquote	15,9	14,1	13,1	9,0	8,5	8,1
Beschäftigung	3,6	3,2	2,2	1,1	1,35	1,2
	Österreich			Irland		
	1999	2000	2001	1999	2000	2001
BIP, real	2,1	3,5	2,8	9,8	9,9	7,3
Privater Verbrauch	2,7	2,8	2,0	7,7	9,1	7,4
Investitionen	2,9	4,4	3,5	13,0	11,0	8,6
Exporte	6,9	12,0	7,5	12,4	16,2	10,3
Importe	5,4	8,0	6,0	8,7	16,3	10,7
Verbraucherpreise	0,6	2,3	1,5	1,6	5,6	4,4
Arbeitslosenquote	3,8	3,5	3,4	5,6	4,0	3,3
Beschäftigung	1,2	1,0	0,8	6,2	4,9	3,4
	Niederlande			Frankreich		
	1999	2000	2001	1999	2000	2001
BIP, real	3,9	4,5	4,0	2,9	3,4	3,7
Privater Verbrauch	4,4	4,25	4,5	2,3	2,8	3,3
Investitionen	9,4	7,0	5,5	7,2	6,3	6,1
Exporte	6,3	9,5	9,0	3,8	12,4	8,2
Importe	6,2	9,75	8,75	3,8	12,7	8,2
Verbraucherpreise	2,2	2,5	3,5	0,5	1,6	1,5
Arbeitslosenquote	4,0	3,5	3,0	11,2	9,7	8,4
Beschäftigung	2,8	2,25	2,0	2,2	2,6	2,4
	Finnland			Portugal		
	1999	2000	2001	1999	2000	2001
BIP, real	3,5	5,3	4,3	3,1	2,8	2,7
Privater Verbrauch	2,9	3,8	3,6	4,5	2,5	2,0
Investitionen	4,8	8,0	6,7	3,1	5,5	6,0
Exporte	7,4	9,5	7,0	3,3	7,0	6,8
Importe	3,4	7,1	5,7	9,2	7,0	6,5
Verbraucherpreise	1,2	2,5	1,8	2,4	2,8	3,1
Arbeitslosenquote	10,2	9,6	8,6	4,4	4,2	4,5
Beschäftigung	3,3	1,5	2,2	1,8	1,5	1,0

# ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im November 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

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

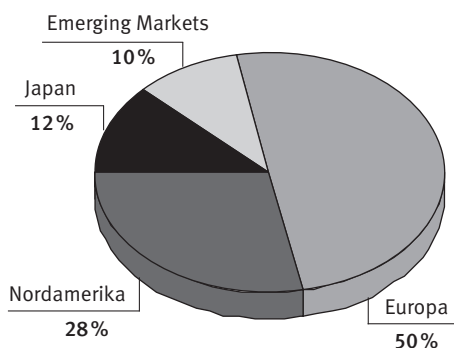
Im einzelnen werden die Finanzmarktexperten nach ihren mittelfristigen Erwartungen befragt, die sie für wichtige internationale Finanzmärkte hinsichtlich der Entwicklung der Konjunktur, der Inflationsrate, der kurz- und langfristigen

Zinsen, der Aktien- und der Wechselkurse haben. Auf den folgenden beiden Seiten werden die wichtigsten Ergebnisse der aktuellen Umfrage, die vom 31. Oktober bis 14. November 2000 durchgeführt wurde, dargestellt. Weitere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest sind in Form einer Kurzinformation und des aktuellen ZEW-Finanzmarktreports für Dezember 2000 erhältlich. ◀

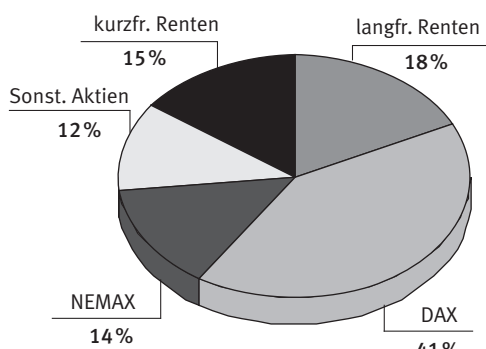
Felix Hüfner, [huefner@zew.de](mailto:huefner@zew.de);  
Birgit Sasse, [sasse@zew.de](mailto:sasse@zew.de)

## Sonderfrage: Experten raten zu europäischen Aktien

### Wie würden Sie ein Aktienportfolio auf folgende Regionen aufteilen?



### Wie würden Sie ein Portfolio für Deutschland strukturieren?



■ Europäische Aktien sollten im nächsten Jahr nach Ansicht der im Finanzmarkttest befragten Experten in einem Weltportfolio am stärksten gewichtet werden. Offenbar herrscht hier die Meinung vor, dass die Börsen diesseits des Atlantiks einiges Aufholpotenzial gegenüber der Wall Street haben. Allerdings konnte der Dax schon in diesem Jahr, zumindest bis zum heutigen Zeitpunkt, leicht besser abschneiden als der Dow Jones Index. Bei den Technologieaktien freilich fällt die Bilanz zu Gunsten der Nasdaq aus, deren Index bisher „nur“ um knapp 35 Prozent gefallen ist, während der Nemax 50 Index einen Verlust von fast 40 Prozent zu verbuchen hat.

In einem weltweiten Aktienportfolio sollten nach Ansicht der befragten Kapitalmarktexperten europäische Aktien zu 50 Prozent enthalten sein. Titel aus den USA und Kanada erhalten in diesem Musterdepot ein Gewicht von 28 Prozent und japanische Werte sollten etwa zwölf Prozent des Depotvolumens ausmachen. Die Befragten gewichten die Börsen der Emerging Markets mit einem Anteil von zehn Prozent. Offenbar besteht trotz der Negativmeldungen aus einigen aufstrebenden Märkten wie etwa Argentinien und auch der Türkei

keine ausgeprägte Furcht vor einer Wiederholung der Finanzkrisen, die vor einigen Jahren die Börsenwelt erschütterten.

Gefragt nach der Aufteilung eines speziell auf Deutschland ausgerichteten Depots raten die Finanzexperten, 67 Prozent in Aktien und 33 Prozent in den Rentenmarkt zu investieren. Aktienwerte aus dem Dax sollten dabei rund dreimal so stark gewichtet werden wie Titel des Neuen Marktes oder sonstige Aktien.

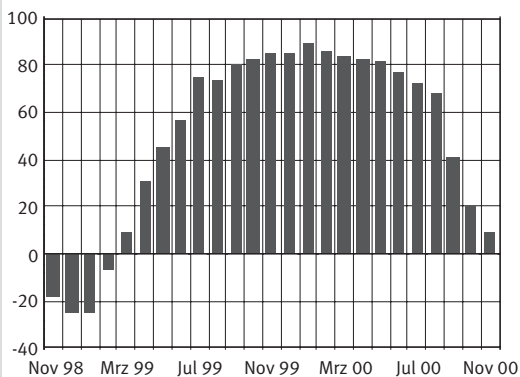
Interessant ist der doch relativ hohe Anteil sonstiger Aktien im Musterdepot. Schon in diesem Jahr haben Werte aus der zweiten Reihe, also etwa dem M-Dax deutlich besser abgeschnitten als die Schwergewichte aus Dax und Nemax. Die im Vergleich zu den traditionellen Dax-Aktien geringe Gewichtung der Technologiewerte des Neuen Marktes spiegelt dagegen die große Unsicherheit wider.

Der Rentenanteil sollte nach Angaben der Analysten über die Laufzeiten gestreut werden. Eine klare Präferenz für kurz- oder langfristige Anleihen ist in den Umfrageergebnissen nicht zu erkennen. Dies spricht dafür, dass die Experten keine dramatische Änderung der Zinsstrukturkurve im nächsten Jahr erwarten. ◀



## Deutschland: Konjunkturerwartungen gehen zurück

### Konjunkturerwartungen Deutschland



Mittelwert aus der Beurteilung der aktuellen Wirtschaftslage und den Erwartungen hinsichtlich der künftigen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

Die Konjunkturerwartungen der Finanzanalysten im November sind mit 8,5 Punkten auf den niedrigsten Stand seit März letzten Jahres gefallen. Der Abwärtstrend des Frühindicators setzt sich damit fort. Im Januar verzeichnete das Barometer noch einen Wert von fast 90 Punkten. Seitdem hat das Barometer an Wert verloren.

Im Gegensatz dazu wird die derzeitige konjunkturelle Situation im November nur leicht schlechter gesehen. Etwa zwei Drittel der befragten Finanzexperten beurteilen die momentane Wirtschaftslage als

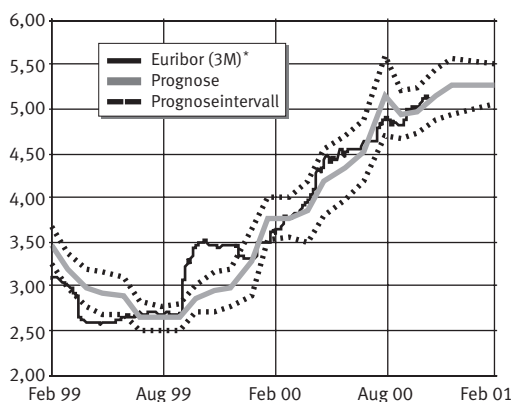
normal, während rund 41 Prozent sie als gut einschätzen.

Ein Blick auf die Branchen zeigt nur wenig Veränderung im Vergleich zum Vormonat. Die größten Probleme sind noch immer in der Bauindustrie zu finden.

Von dem Negativtrend bei den Konjunkturerwartungen profitieren die Einschätzungen für das langfristige Zinsniveau. Aufgrund sinkender Inflationsängste rechnet die Mehrheit der Fachleute inzwischen mit einem mittelfristigen unveränderten Niveau bei den zehnjährigen deutschen Staatsanleihen. ◀

## Euroraum: Angst vor Inflation nimmt ab

### Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



\*Quelle: Datastream

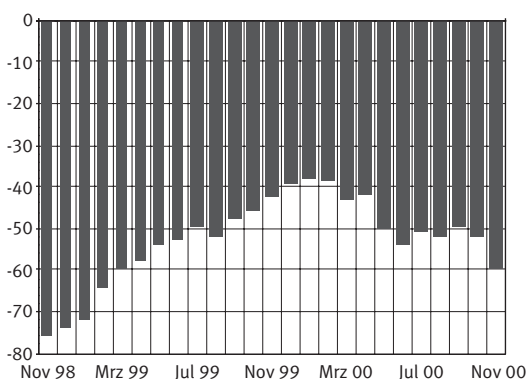
Gegenüber dem Vormonat haben sich vor allem bei der Inflation markante Verschiebungen in den Erwartungen ergeben. Während noch im Oktober 55 Prozent der befragten Finanzexperten mit einer weiter steigenden Inflation rechneten, liegt dieser Anteil nun nur noch bei 39 Prozent. Es ist offensichtlich, dass diese Lage es der EZB schon bald ermöglichen könnte, die Serie von Zinserhöhungen zum Abschluss zu bringen und auf einen neutralen Kurs einzuschwenken. Folglich wird bei den Geldmarktzinsen (drei Monate) bis Februar

auch nur noch ein Anstieg auf 5,3 Prozent erwartet, der in etwa einem weiteren Zinsschritt in Höhe von 25 Basispunkten entspricht. Im Langfristbereich wird mit keinem Zinsanstieg mehr gerechnet. Immerhin 19 Prozent der Befragten sagen sogar für die nächsten Monate fallende Umlaufrenditen von Euro-Staatsanleihen voraus.

Auch diese Entwicklung kann plausibel durch die wieder rückläufige Inflationsfurcht und die wenig euphorische Beurteilung des Wirtschaftswachstums im Euroraum erklärt werden. ◀

## Japan: Konjunktur verschlechtert sich wieder

### Konjunkturklima Japan



Mittelwert aus der Beurteilung der aktuellen Wirtschaftslage und den Erwartungen hinsichtlich der künftigen gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

Die Unsicherheit der Finanzexperten bezüglich der Erholung der japanischen Wirtschaft hat deutlich zugenommen. So beurteilen rund drei Viertel der Experten die aktuelle Wirtschaftslage als schlecht. Nur knapp ein Drittel erwartet demgegenüber eine Verbesserung der Situation, was im Vergleich zum Vormonat einem Rückgang von mehr als zehn Prozentpunkten entspricht. Zudem sprechen die Inflationserwartungen der Marktbeobachter von einer anhaltenden Deflationsphase. Angesichts dieser Stimmung ist die Einschätzung

deutscher Finanzanalysten für den Tokioter Aktienmarkt erstaunlich. Noch immer rechnen etwa zwei Drittel von ihnen mit steigenden Aktienkursen.

Dieser Optimismus ist allerdings vor dem Hintergrund der Kurseinbrüche der vergangenen Monate zu sehen. Mittlerweile ist der Nikkei-Index unter die Marke von 15.000 Punkten gefallen und hat seit dem Höchststand im April etwa 30 Prozent an Wert verloren. Insgesamt prognostizieren die Experten für den Februar nächsten Jahres einen Stand von 15.600 Punkten. ◀

# Kointegration – die grundlegende Idee

In der letzten Ausgabe des ZEW Konjunkturreports wurden Testverfahren vorgestellt, die zum einen überprüfen, ob eine Zeitreihe nicht stationär ist, und zum anderen ob diese Nicht-Stationarität durch einen deterministischen oder durch einen stochastischen Trend verursacht wird. In diesem Beitrag werden nun zwei nicht stationäre Zeitreihen betrachtet, die jeweils einem stochastischen Trend folgen, und es wird geprüft, ob zwischen beiden Variablen eine langfristige Beziehung besteht. Zur Vereinfachung wird davon ausgegangen, dass die Variablen jeweils  $I(1)$  sind.

■ Eine der zentralen Fragen in der Ökonomie ist, in welcher Beziehung verschiedene Variablen zueinander stehen: besteht zwischen den Variablen ein langfristiger oder auch ein kurzfristiger Zusammenhang? Gibt es Tendenzen zwischen den Zeitreihen, sich im Zeitverlauf parallel zu entwickeln oder auseinander zu driften? Da viele ökonomische Variablen ein trendhaftes Verhalten zeigen, also nicht stationär sind, war eine Überprüfung der möglichen Zusammenhänge nur begrenzt möglich. Da bei trendbehafteten Daten grundsätzlich die Gefahr besteht, dass eine Scheinkorrelation (aufgrund des Trends) geschätzt wird, verwendete man im allgemeinen trendbereinigte Werte, um dieses potentielle Problem zu vermeiden. Der „Preis“ für diese Bereinigung war, dass ein möglicher langfristiger Zusammenhang zwischen den Daten nicht erfasst und nur die kurzfristige Dynamik oder Anpassung modelliert wurde.

## Kurz- und langfristige Zusammenhänge gemeinsam erfassen

Mit der grundlegenden Arbeit von Engle und Granger im Jahre 1987 über die Kointegration von Zeitreihen bereiteten diese den Weg, kurz- und langfristige Zusammenhänge zwischen nicht stationären, formal  $I(1)$ , Variablen gleichzeitig zu modellieren. Die besondere Leistung von Engle und Granger besteht darin gezeigt zu haben, dass es lineare Kombinationen zwischen nicht-stationären Variablen geben kann, die eine stationäre Zeitreihe liefern. Besteht ein derartiger Zusammenhang, dann bezeichnet man die Zeitreihen als kointegriert, formal als  $CI(1,1)$ . Inhaltlich besagt dies, dass im Falle von zwei Zeitreihen, die jeweils  $I(1)$  sind, diese Reihen einem gemeinsamen Trend folgen und somit das Problem der

Scheinkorrelation nicht auftritt. Abweichungen von diesem gemeinsamen Trend sind temporär möglich, aber es besteht die Tendenz, dass die Variablen wieder zu ihrem langfristigen Entwicklungspfad zurückkehren.

Da hier zunächst nur das grundlegende Konzept vorgestellt werden soll, beschränken wir uns auf zwei Zeitreihen, die jeweils einem stochastischen Trend folgen und durch einfache Differenzbildung in stationäre Zeitreihen, formal:  $I(0)$ , transformiert werden können. Bezeichnen wir diese Zeitreihen mit  $x_t$  und  $y_t$ . Angenommen, wir schätzen eine lineare Regression in den Niveaus

$$(1) \quad y_t = a + bx_t + u_t,$$

wobei  $u_t$  einen Störterm darstellt und  $a$  und  $b$  die zu schätzenden Koeffizienten sind. Gleichung (1) bezeichnet man auch als die „kointegrierende Gleichung“ oder als „Langfristbeziehung“. Da die beiden Variablen  $y$  und  $x$  annahmegemäß nicht stationär sind, folgt im allgemeinen, dass die Residuen ebenfalls nicht stationär sind. Besteht allerdings ein linearer Zusammenhang zwischen den beiden Variablen derart, dass  $u_t \sim I(0)$ , also stationär ist, dann bezeichnet man  $x$  und  $y$  als kointegriert.

Ein wichtiges Ergebnis von Engle und Granger (das sogenannte Repräsentationstheorem) lautet wie folgt: Sind zwei Variablen kointegriert, dann können sie auch als ein Fehler-Korrektur-Modell (error correction model, ECM) spezifiziert werden (und umgekehrt: haben zwei Variablen eine Fehler-Korrektur-Darstellung, dann sind sie auch kointegriert). Diese Darstellung hat den Vorteil, dass sowohl die kurzfristige Dynamik als auch die langfristige Beziehung gleichzeitig modelliert werden kann. Zusätzlich gilt, dass im Falle von Kointegration alle Variablen der Regression stationär sind. Im Kontext des 2-Variablen Modells bedeu-

tet dies, dass wir die folgende Gleichung schätzen können:

$$(2) \quad \Delta y_t = \sum_i \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_j \beta_j \Delta x_{t-j} + c(y_{t-1} - a - bx_{t-1}) + v_t, \\ i = 1, 2, \dots, p; \quad j = 0, 1, 2, \dots, q;$$

In dieser Gleichung bezeichnet der Operator  $\Delta$  erste Differenzenbildung und  $v_t$  ist ein reiner Zufallsterm. Der Ausdruck  $(y_{t-1} - a - bx_{t-1})$  erfasst die kointegrierende Beziehung, also den langfristigen Zusammenhang zwischen den Variablen, und der Koeffizient  $c$  liefert Informationen über die Geschwindigkeit der Anpassung infolge einer Abweichung zwischen den Niveauvariablen. Die kurzfristige Dynamik wird über  $(\sum_i \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_j \beta_j \Delta x_{t-j})$  modelliert, wobei so viele verzögerte Terme in den beiden Summen aufzunehmen sind, dass die Residuen der Regression weißes Rauschen darstellen.

Ohne die kointegrierende Beziehung erfasst Gleichung (2) nur die kurzfristige Dynamik zwischen den Variablen, also jene Spezifikation, die früher als eine mögliche „Notlösung“ gewählt wurde, um dem Problem der Scheinkorrelation zu entgehen. Der Ausdruck in Klammern, die kointegrierende Beziehung, stellt die Verbindung zwischen kurzfristiger Dynamik und langfristigem „Gleichgewicht“ her. Ist zum Beispiel  $(a + bx_{t-1}) > y_{t-1}$ , und somit  $u_{t-1} < 0$ , dann setzt ein Mechanismus ein, der beide Variablen wieder näher zusammenführt. Damit dieser Mechanismus wirkt, muss der Anpassungskoeffizient  $c$  vor der Klammer ein negatives Vorzeichen haben.

Hat der Koeffizient  $c$  ein negatives Vorzeichen und ist statistisch gesichert von Null verschieden, dann besteht zwischen den Variablen  $x$  und  $y$  eine kointegrierende Beziehung. Das negative Vorzeichen folgt aus der Überlegung, dass eine Abweichung zwischen den Variablen nur temporär ist und somit eine Tendenz für

beide Variablen besteht, auf den langfristigen Entwicklungspfad zurückzukehren.

### Beispiel: Tarif- und Effektivlöhne zwischen 1970 und 1993

Zur Darstellung verwenden wir ein Beispiel, das von Claus Schnabel (Tariflohnpolitik und Effektivlohnfindung (1997), Frankfurt) berechnet wurde. Da Tests auf Kointegration nur für nicht-stationäre Zeitreihen ein sinnvolles Konzept darstellen, wird zunächst geprüft, welchen Integrationsgrad die beiden Lohnreihen aufweisen. Hierzu wird der ADF-Test (Augmented Dickey-Fuller-Test) verwendet. Die Testergebnisse für beide Zeitreihen zeigen an, dass beide Variablen integriert vom Grade 1, also  $I(1)$ , sind.

Ist man an der langfristigen Beziehung interessiert, dann genügt es, Gleichung (1) mit OLS zu schätzen und die Residuen auf Stationarität zu überprüfen. Besteht auch ein Interesse an der kurzfristigen Anpassungsdynamik, dann ist Gleichung (2) zu schätzen. Alternativ kann auch sofort Gleichung (2) geschätzt werden, und ein Test auf die Signifikanz des Anpassungskoeffizienten  $c$  liefert dann Informationen über eine mögliche kointegrierende Beziehung. Diese Schätzung kann entweder über eine lineare oder eine nichtlineare OLS-Schätzung durchgeführt werden. Für das vorliegende Beispiel wählen wir einen zweistufigen Ansatz, wobei zuerst die Langfristbeziehung und dann die kurzfristige Dynamik geschätzt wird. Sei  $w_e$  der Effektivlohn und  $w_t$  der Tariflohn, dann ergibt die OLS-Regression für die westdeutsche Gesamtwirtschaft der Jahre 1970 bis 1993

$$w_e = -1,84 + 1,06w_t; R^2 = 0,999;$$

$$(77,34) (197,9)$$

$$DW = 0,917 \text{ und } EG = -3,103$$

Die Werte in Klammern sind die t-Werte,  $R^2$  das Bestimmtheitsmaß, DW die Durbin-Watson Statistik und EG die im Engle-Granger-Test ermittelte Dickey-Fuller-t-Statistik. Dem Wert  $EG = -3,1$  folgend kann die Hypothese „keine Kointegration zwischen beiden Variablen“ nur auf dem 10v.H.-Niveau verworfen werden. D.h., etwas vereinfachend interpretiert, zwischen beiden Größen besteht eine kointegrierende Beziehung, diese ist aber statistisch nur sehr schwach abgesichert.

In einem zweiten Schritt kann nun die kurzfristige Dynamik dargestellt werden. Die OLS-Schätzung liefert das folgende Ergebnis:

$$\Delta w_e_t = 0,004 + 0,99 \Delta w_t - 0,46u_{t-1}$$

$$(0,85) (15,8) (2,52)$$

$$R^2(\text{ber.}) = 0,918 \quad DW = 1,503.$$

Hierbei sind  $u_{t-1} = w_{e,t-1} + 1,84 - 1,06w_{t-1}$  die Residuen der in der ersten Stufe geschätzten langfristigen Beziehung. Der Koeffizient vor  $u_{t-1}$  zeigt das erwartete negative Vorzeichen und ist auf dem 5 v. H.-Niveau von Null verschieden.  $R^2(\text{ber.})$  ist das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß. Diesen Ergebnissen folgend besteht zwischen der Effektiv- und Tariflohnentwicklung in Westdeutschland eine kointegrierende Beziehung.

### Vor- und Nachteile der Tests

Bevor in der kommenden Ausgabe auf die gängigen Testverfahren eingegangen wird, sind noch einige Anmerkungen zu den Tests auf Kointegration zu machen. Die Schätzungen der Langfristbeziehung sind nicht nur konsistent, sondern superkonsistent, wenn Kointegration vorliegt. D.h., die geschätzten Parameter der kointegrierenden Beziehung konver-

gieren nicht wie üblich mit der Rate  $T^{1/2}$  gegen ihren wahren Wert, sondern mit  $T$ , wobei  $T$  für die Anzahl der Beobachtungen steht. Ein weiterer Vorteil ist, dass die Langfristbeziehung mit der Methode der gewöhnlichen Kleinsten-Quadrate geschätzt werden kann, kompliziertere Schätzverfahren also nicht erforderlich sind. Nachteilig ist allerdings anzumerken, dass diese Tests nur asymptotisch gültig sind, d.h. für große Stichproben. Wenige Beobachtungen können zu falschen Entscheidungen über eine zugrunde liegende kointegrierende Beziehung führen.

Sehr problematisch sind Tests auf Kointegration, wenn die Zeitreihen Strukturbrüche aufweisen und insbesondere der Zeitpunkt des Bruchs in den Daten unbekannt ist. Wird ein möglicher Strukturbruch in den Daten bei der Spezifikation der Langfristbeziehung ignoriert, dann führt der Test auf Kointegration im allgemeinen zu falschen Schlussfolgerungen. Ist der Zeitpunkt des Strukturbruchs bekannt, dann kann er unter Umständen durch geeignete Dummies, also  $(0, 1)$ -Variablen, erfasst werden. Ein typisches Beispiel für einen bekannten Bruch in makroökonomischen Zeitreihen ist die Wiedervereinigung Deutschlands und die dadurch veränderte Datenlage.

Schließlich liegen unterjährige Daten vor, die nicht saisonbereinigt wurden, dann kann die Saison durch Dummies erfasst werden, wenn das Saisonmuster einer deterministischen Struktur folgt. Liegt den Daten aber eine stochastische Saisonfigur zugrunde, dann sollte von vornherein nicht der zweistufige Ansatz von Engle und Granger gewählt werden, sondern die Gleichung, in der die kurzfristige Dynamik und die langfristige Anpassung simultan modelliert wird. ◀

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

ZEW-Expertenseminar:

### Quantitative Wirtschaftspolitik verstehen und kompetent interpretieren

**Kurzbeschreibung:** Wirtschaftspolitische Analysen und Empfehlungen bauen zunehmend auf ökonometrischen Verfahren auf. Das Seminar richtet sich an Interessenten aus der Praxis, denen diese Verfahren nur wenig vertraut sind und die daran interessiert sind, in einer allgemein verständlichen Weise die Anwendungsmöglichkeiten dieser Verfahren sowie die Interpretation ihrer Ergebnisse kennen zu lernen. Anhand von ausgewählten Fallbeispielen aus den Bereichen der angewandten Mikro- und Makroökonomie wird das wirtschaftspolitische Problem und seine empirische Umsetzung vermittelt. Teilweise wird die Vorgehensweise am PC demonstriert.

**Zeit und Ort:** Dienstag, 6. Februar 2001 in Berlin, Tiergartenstraße 15 von 9.00 bis 17.00 Uhr.

**Information:** Frau Vera Pauli, Telefon: 0621/1235-240, Telefax: 0621/1235-224, E-Mail: pauli@zew.de

**Referenten:** Prof. Dr. Wolfgang Franz, Dr. Herbert S. Buscher, Dr. Viktor Steiner.

## Gesamtwirtschaftliche Forschungsergebnisse

# Neue Schätzwerte für die NAIRU

In welchem quantitativen Ausmaß können wir darauf setzen, dass die bestehende Arbeitslosigkeit bereits durch eine positive konjunkturelle Entwicklung reduziert wird, ohne höhere Preissteigerungsraten in Kauf nehmen zu müssen, und welcher Teil der Arbeitslosigkeit kann nur durch Maßnahmen verringert werden, welche die vorhandenen Funktionsstörungen auf Arbeits- und Gütermärkten beseitigen? Genau diese aktuelle Frage versucht die NAIRU zu beantworten.

■ Die Abkürzung NAIRU steht für „Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment“ und hat sich fast eingebürgert, obwohl eigentlich die Arbeitslosenquote gemeint ist, bei deren Höhe die Inflationsrate in einer Volkswirtschaft konstant bleibt, die „inflationss stabile Arbeitslosenquote“ mithin. Prinzipiell könnte sie ein wichtiges Diagnoseinstrument für die Wirtschaftspolitik sein, gäbe es nicht eine Reihe von gravierenden Problemen.

Der Nutzen des NAIRU-Konzepts erschließt sich vielleicht aus folgender Überlegung: Je nachdem, welchen Ursachen eine bestehende Arbeitslosigkeit zuzuschreiben ist, kann diese zum einen

mit Hilfe einer gesamtwirtschaftlichen Stabilisierungspolitik zu bekämpfen versucht werden, insoweit mithin „konjunkturelle“ Unterbeschäftigung vorliegt, wobei das Ziel der Geldwertstabilität aber nicht verletzt werden darf, die Preissteigerungen also – wie es beispielsweise die Europäische Zentralbank anstrebt – nicht über jährlich 2 v. H. steigen sollten. Zum anderen müssen angebotsseitige Maßnahmen ergriffen werden, um den Beschäftigungsaufbau voran zu treiben, insoweit dieser durch Funktionsstörungen auf Arbeits-, Güter- und vielleicht auch Kapitalmärkten behindert wird, Beschäftigungshemmnisse also beispiels-

weise in Form einer überzogenen Lohnpolitik, eines inflexiblen institutionellen Regelwerkes, zu hoher Steuern oder fehlender Fremdfinanzierungsmöglichkeiten. Eine solche Kombination von nachfrage- und angebotsseitigen Maßnahmen - abhängig vom jeweils herrschenden Typ einer Arbeitslosigkeit - ist nichts Neues und allemal besser als die Proklamation von Alleinvertretungsansprüchen bestimmter wirtschaftspolitischer „Schulen“. Die entscheidende Frage lautet jedoch: Bis zu welchem Wert wird sich die derzeitige Arbeitslosigkeit hierzulande auf Grund einer positiven konjunkturellen Entwicklung bei stabilen Preissteigerungsraten zurückbilden und ist es damit getan? Oder wird die Konjunktur nicht viel zur Reduktion unserer Arbeitslosigkeit beitragen können, so daß wir unser Augenmerk hauptsächlich auf die Verbesserung der Funktionsfähigkeit aller Märkte setzen sollten, um so die Schaffung neuer Arbeitsplätze zu stimulieren?

### Konzeptioneller Rahmen der NAIRU

Ausgangspunkt der Überlegungen ist die folgende Gleichung zur Erklärung der Inflationsrate:

$$(1) \quad a_1(L) \Delta p_t = a_2(L) \Delta w_t + a_3(L) X_t + a_4(L) \Delta z_t + \varepsilon_t$$

Hierin bezeichnen große (kleine) Buchstaben das Niveau (logarithmierte Niveau) einer Variablen, L den Lag-Operator (und die dazugehörigen Koeffizienten das entsprechende Polynom),  $\Delta$  den Differenzenoperator erster Ordnung,  $t$  den Zeitindex und  $\varepsilon$  einen Störterm mit  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Die Variablen  $\Delta p_t$  und  $\Delta w_t$  stellen somit die Wachstumsraten des Preisniveaus  $P$  bzw. des Lohnniveaus  $W$  dar, während die Variable  $X_t$  die Überschussnachfrage auf dem Arbeits- oder Gütermarkt erfassen soll und so normiert ist, dass mit  $X_t = 0$  ein ausgeglichener Markt definiert ist. Der Vektor  $z_t$  beinhaltet mögliche Schockvariablen, die bei gegebener Überschussnachfrage  $X_t$  die Inflationsrate  $\Delta p_t$  beeinflussen; sie sind ebenfalls so normiert, dass bei einem Wert von Null von diesen Störungen kein Einfluss auf die Inflationsrate ausgeht.

Einsetzen einer Lohnbestimmungsgleichung, welche zumindest die Arbeitsmarktsituation sowie Inflationserwartungen enthält, in Gleichung (1) liefert:

$$(2) \quad \Delta p_t = a(L) \Delta p_{t-1} - b(L) (U_t - U_t^*) + c(L) \Delta z_t + \varepsilon_t$$

Mit den zeitlich verzögerten Werten von  $\Delta p_t$  sollen Preisrigiditäten und/oder antizipierte künftige Inflationsraten auf der Basis adaptiver Erwartungen erfaßt werden. Die Überschussnachfrage  $X_t$  wird als Abweichung der tatsächlichen Arbeitslosenquote  $U_t$  von einem Wert  $U_t^*$  spezifiziert. Im einfachsten Fall entspricht  $U_t^*$  der unbeobachteten NAIRU, dies ist für  $\Delta p_t = \Delta p_{t-1}$ ,  $\Delta z_t = 0$  und  $a(L) = 1$  sofort erkennbar.  $U_t^*$  kann dann als (zeitvariables) Absolutglied in einer (Kalman-) Regression geschätzt werden.

### Eine erste Idee für die NAIRU

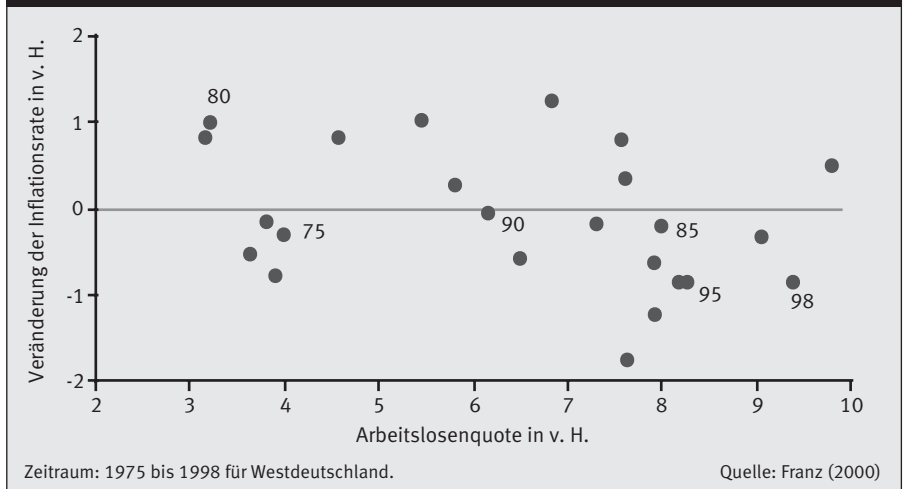
Zur Beantwortung kann man zum einen aufwendig konstruierte makroökonomische Modelle befragen, wie etwa das ZEW-Modell temporärer Gleichgewichte („Ungleichgewichtsmodell“). Zum anderen kann man aber versuchen, die NAIRU als den oben beschriebenen Grenzwert einer Arbeitslosenquote zu ermitteln. Auf den ersten Blick scheint das nicht schwer zu sein. Graphisch verdeutlicht trägt man dazu in Schaubild 1 zwei Beobachtungen jeweils für jedes Jahr in einer Zeitperiode, z. B. von 1970 bis 1998, ein: Erstens die zeitlich erste Differenz der beobachteten Preissteigerungsrate (wenn diese gleich null ist, liegen konstante Preissteigerungsraten vor) und zweitens die in dem jeweiligen Zeitpunkt



beobachtete Arbeitslosenquote. Die Arbeitslosenquote, die mit einer Differenz der Preissteigerungsraten gleich null einhergeht, ist dann offenbar die gesuchte inflationsstabile Arbeitslosenquote, die NAIRU also. Gesagt, getan, aber Schaubild 1 zeigt sofort, daß die Daten wenig kooperativ sind, denn es gibt nicht nur eine Arbeitslosenquote, bei der die erste Differenz der Preissteigerungen in etwa auf der Nulllinie liegt, sondern deren mehrere. Genauer gesagt, die inflationsstabile Arbeitslosenquote hat sich im Zeitablauf zwischen 1975 und 1998 anscheinend erhöht. Um wieviel und aus welchen Gründen auch immer – so einfach wie eben erhofft, ist die Ermittlung der NAIRU bedauerlicherweise nicht, man muß schon methodisch gesehen schwereres Geschütz auffahren (vgl. Kasten).

Dabei liegt die Crux darin, daß eine Reihe von Annahmen für die Schätzung getroffen werden müssen, welche in ihrer Gesamtheit die NAIRU-Schätzwerte nicht unbeeinflusst lassen, so daß sich bei aller Mühe, diese Annahmen gut zu begründen, ein gewissen Maß an arbiträrem Spielraum ergibt, was die Eignung der NAIRU als Diagnoseinstrument natürlich mindert. Beispiele für solche Annahmen sind unter anderem die Wahl des Typs der Preissteigerungsraten (des privaten Konsums oder des Bruttoinlandsprodukts), die Behandlung von Inflationserwartungen (für die es in der Regel keine ausreichenden Zeitreihen gibt), die Setzung einer "tolerablen" Preissteigerungsrate, die Definition der maßgeblichen Arbeitslosenquote (registrierte oder auch "verdeckte" Arbeitslose, mit oder ohne Langzeitarbeitslose), die Aus-

**Schaubild 1: Jährliche Veränderung der Wachstumsraten des Preisindex für die Lebenshaltung und der Arbeitslosenquote**



wahl weiterer erklärender Faktoren, die auf den Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation einwirken (Rohstoffpreisschocks, Erhöhung indirekter Steuern, Produktivitätseffekte) oder die Möglichkeit, daß sich kurzfristige konjunkturelle Unterbeschäftigung auf Grund von Entmutigungs- und/oder Stigmatisierungseffekten allmählich in langfristige, verhärtete Arbeitslosigkeit verwandelt („Hysterese-Effekt“), um nur einige Aspekte anzusprechen.

**Ein neuer Schätzansatz**

Vor diesem Hintergrund ist es nicht erstaunlich, daß das NAIRU-Konzept und erst recht die Schätzungen in der Wissenschaft sehr kontrovers diskutiert werden. Gleichwohl scheint die NAIRU zumindest in den Vereinigten Staaten eine echte Renaissance zu erleben, vielleicht

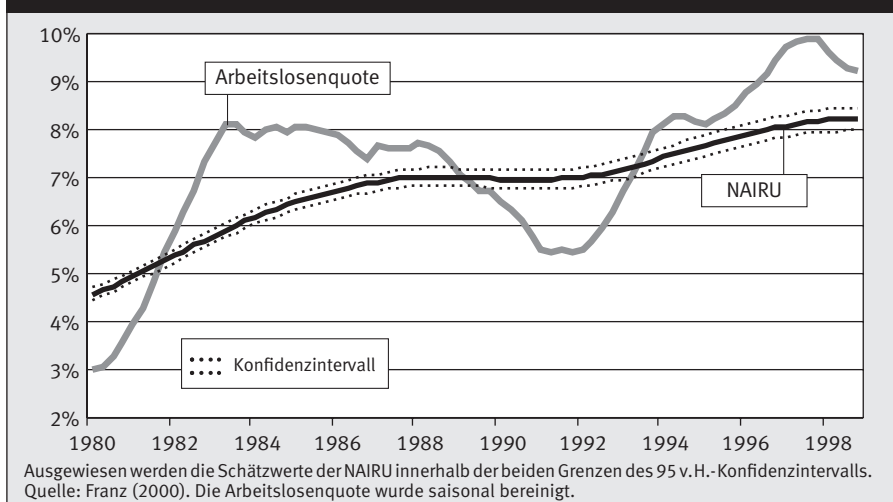
veranlaßt durch die erstaunliche Stabilität der Inflationsraten dort, ungeachtet einer boomenden Volkswirtschaft.

Trotz aller Vorbehalte ist in einer ZEW Studie ein neuer Anlauf zur Schätzung der NAIRU für Westdeutschland (wegen der Datenverfügbarkeit) unternommen worden. Dabei sind, hierzulande bei dieser Fragestellung erstmalig, ökonometrische Verfahren angewandt worden, welche die Schätzung einer zeitvariablen NAIRU (mit Hilfe des Kalman-Verfahrens) zusammen mit einem Konfidenzintervall (auf der Grundlage eines residualbasierten Bootstrap-Verfahrens) erlauben. Schaubild 2 illustriert das Resultat dieser Schätzung (für Einzelheiten vgl. *W. Franz (2000), Neues von der NAIRU ?, ZEW-Discussionpaper Nr.00-41*, kann unter [www.zew.de](http://www.zew.de) heruntergeladen werden).

Wie Schaubild 2 verdeutlicht, ist die NAIRU im Zeitablauf beachtlich angestiegen und beläuft sich am Ende der Schätzperiode, Ende des Jahres 1998, auf einen Wert, der etwa zwischen 7,9 v.H. und 8,5 v.H. liegt. Der Anstieg ist wohl auf Inflexibilitäten bei der Entwicklung der Löhne und Lohnstrukturen sowie beim institutionellen Regelwerk auf den Arbeits- und Gütermärkten zurückzuführen. An diesen Fehlentwicklungen muss also angesetzt werden, soll die Arbeitslosigkeit ohne Inkaufnahme höherer Preissteigerungsraten - und das wäre ohnehin bestenfalls nur kurzfristig möglich, aber nicht akzeptabel - bekämpft werden, die Konjunktur wird uns so viel nicht helfen. Diese Botschaft ist klar, auch wenn Details der Konzeption und Schätzung einer NAIRU zu Recht strittig sind.

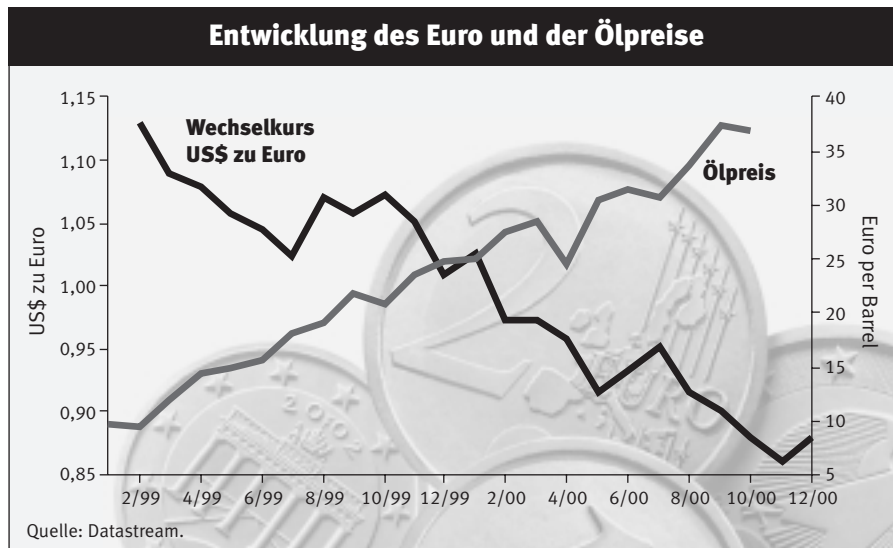
Prof. Dr. Wolfgang Franz, [franz@zew.de](mailto:franz@zew.de)

**Schaubild 2: Schätzwerte für die NAIRU in Westdeutschland 1980 bis 1998**



# Ölpreisschock, Euroabwertung und Arbeitsmarkt

Der Ölpreis stieg fast achtzehn Monate beständig an. Gleichzeitig erhöhten sich infolge der Abwertung des Euro die Importpreise. Beides trägt zu einem Anstieg des inländischen Preisniveaus bei. Es stellt sich die Frage, wie sich diese Entwicklung auf die Konjunktur und den Arbeitsmarkt auswirkt. Zur Beantwortung der Frage wurden mit dem makroökonomischen Modell des ZEW zwei Simulationen durchgeführt.



Die Auswirkungen des momentanen Preisanstiegs stießen in der Öffentlichkeit auf große Resonanz und führten zu politischem Aktionismus ("Entfernungspauschale"). Dabei wurde jedoch häufig nicht ausreichend zwischen den Effekten des Ölpreisanstiegs, der Abwertung des Euro und der Ökosteuer unterschieden. Zu den Wirkungen der Ökosteuer hat sich das ZEW bereits an anderer Stelle geäußert (vgl. Stellungnahme zur Fortführung der ökologischen Steuerreform, zu finden unter [www.zew.de](http://www.zew.de) in der Rubrik ZEW aktuell). Im folgenden wird daher nicht näher darauf eingegangen.

Mit einem Anteil von knapp 40 v.H. am Primärverbrauch im Jahr 1998 ist Rohöl immer noch der wichtigste Energieträger in Deutschland. Zwar ist der Anteil am gesamten Primärverbrauch im Vergleich zu 55 v.H. im Jahr 1973 deutlich gesunken, aber nach wie vor können andere Energieträger diesen Rohstoff kurzfristig nicht ersetzen. Die Konsumenten reduzieren daher kurzfristig ihre Verbrauchsmengen, indem sie z.B. weniger mit dem Auto fahren. Wenn es zu drastischen Preissteigerungen für Rohöl kommt, wirkt sich die Abhängigkeit der deutschen Volks-

wirtschaft von Rohöl negativ auf die wirtschaftliche Entwicklung aus. So führte der Preisschock in den Jahren 1973/74 in eine Stagflation. Gegenüber damals gestalten sich heute die ökonomischen Rahmenbedingungen günstiger. So traf der Ölpreisschock in den Jahren 1973/74 in ein inflationäres Umfeld bei konjunktureller Überhitzung, während heute eine Phase des Aufschwungs mit niedriger Inflation vorliegt. In der Finanzpolitik wird derzeit ein konsequenter Konsolidierungskurs verfolgt und die bereits tariflich festgeschriebene Erhöhung der Löhne im nächsten Jahr wird moderat bleiben.

Wenn nun die ökonomischen Rahmenbedingungen günstiger sind, wie wirken sich der gegenwärtige Ölpreisanstieg und die Abwertung des Euro dann gesamtwirtschaftlich aus? Zur Beantwortung dieser Frage wurden die möglichen Effekte des Ölpreisschocks anhand des Makromodells des ZEW empirisch überprüft. Dabei wurde zwischen den volkswirtschaftlichen Auswirkungen des Ölpreisschocks und der Abwertung des Euro differenziert. Das Schaubild zeigt die gegenläufige Entwicklung beider Größen.

Da das makroökonomische Modell nicht für Prognosen entwickelt wurde, wurde stattdessen auf Simulationen zurückgegriffen. Solche Simulationen können mittels Setzung modellspezifischer Parameter die wesentlichen Wirkungsmechanismen eines veränderten Ölpreises und einer Abwertung des Euro heraus arbeiten. Zudem sind unter anderem die Effekte auf den Arbeitsmarkt empirisch quantifizierbar.

## Das Modell

Das zugrundeliegende Modell ist ein makroökonomisches Modell (temporärer) Ungleichgewichte, das auf der Basis vierteljährlicher Daten geschätzt wurde. Dieses Modell für die Bundesrepublik Deutschland bietet die Möglichkeit, für Ungleichgewichte auf einzelnen Märkten, wie beispielsweise dem Arbeitsmarkt, unterschiedliche Bestimmungsgründe empirisch zu identifizieren. Auf Basis dieser Ergebnisse können wirtschaftspolitische Strategien entwickelt werden, die je nach wirtschaftlicher Situation (genauer: je nach herrschendem Markt-, "Regime") eher angebots- oder eher nachfrageorientiert sein können.

## Die Simulationen

Der Ölpreisanstieg der vergangenen Monate traf die deutsche Volkswirtschaft als exogener Schock von außen, indem er die Importe verteuerte. Das Makromodell des ZEW spaltet die Importe nach Deutschland in die Importe für Rohstoffe und Halbwaren und in die sonstigen Importe auf. Die unsichere Datenlage über einen längeren Zeitraum macht es schwierig, den Rohölpreis und die Rohölmengen exakt zu modellieren. Stattdessen werden als Approximation der Preisindex und die Mengen für Rohstoffe und Halbwaren eingesetzt. Der Ölpreis dominiert

in diesem Preisindex deutlich. Für die Simulationen wird der Preisindex für Rohstoffe und Halbwaren um 50 v.H. erhöht. Dieser Anstieg begründet sich darin, dass der Preis für ein Barrel Rohöl in DM gerechnet auf Basis der Angaben im Herbstgutachten der Forschungsinstitute von 1999 bis 2000 um 92,1 v.H. gestiegen ist. In Dollar gerechnet erhöhte sich der Barrelpreis im gleichen Zeitraum um 68 v.H. Die Differenz zwischen der Rechnung in DM und in Dollar ist der stetigen Abwertung des Euro zuzurechnen. Fast ein Viertel des Preisanstiegs ist somit auf den schwachen Euro zurückzuführen. Die Abwertungstendenz des Euros wurde in den nachfolgenden Simulationen ebenfalls berücksichtigt. Die zwei durchgeführten Simulationen erlauben es, die Veränderungen auf den Arbeitsmarkt in den Effekt des Ölpreisanstiegs und den Effekt der Euro-Abwertung zu zerlegen.

Der Simulationszeitraum beträgt 3 Jahre. Ganz wesentlich ist, dass die Simulationen unter ganz spezifischen ökonomischen Gegebenheiten stattfinden und zwar in einem „Kapazitätsregime“, in dem die Unternehmen an die Grenze ihrer Sachkapazitäten gestoßen sind, die sie kurzfristig kaum erweitern können oder wollen. Unter anderen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen – also etwa bei einem gesamtwirtschaftlichen Nach-

fragedefizit – würden die Wirkungsmechanismen anders aussehen.

### Ergebnisse

In einer ersten Simulation wurden sowohl die Effekte der Abwertung des Euros als auch die des steigenden Ölpreises modelliert und zwar im Vergleich zu einer das tatsächliche Geschehen abbildenden Basissimulation. Das Modell weist mit Ausnahme der Preise reale Größen aus.

► Der sinkende Außenwert des Euro verbilligt die deutschen Waren im Ausland und resultiert in deutlich zunehmenden Exporten. Parallel dazu werden ausländische Waren teurer und die Importmenge sinken. Dies betrifft auch die Ölimporte. Der Außenbeitrag nimmt folglich zu und die effektive Gesamtnachfrage nach heimischen Gütern steigt hierzulande. Gleichzeitig aber geht der private Konsum aufgrund der niedrigeren Realzinsen und der niedrigeren Realeinkommen zurück. Da sich die Volkswirtschaft in einem „Kapazitätsregime“ befindet, also einer Begrenzung der Sachkapazitäten unterliegt, steigen die privaten Investitionen kurzfristig nicht an. In einem „Nachfragerregime“ dagegen käme es in dieser Situation zu einem Anstieg der privaten Investitionen. Zudem unterbinden

die leicht gestiegenen Kapitalnutzungskosten einen Investitionsschub.

► Der Exportsog erhöht zwar die Nachfrage nach Arbeitnehmern in den exportintensiven Branchen. Da aber Kaufkraft ins Ausland abfließt und es zu keinem positiven Schub auf die privaten Investitionen kommt, bleiben auf dem Gütermarkt Multiplikatoreffekte aus. Es handelt sich also um einen reinen Exportschub. Dieser resultiert in einer deutlichen Zunahme der güternachfrageinduzierten Beschäftigung auf dem Arbeitsmarkt. Die Anzahl der Beschäftigten auf dem Arbeitsmarkt nimmt über den gesamten Zeitraum hinweg um etwa 19.000 zu.

Der Beschäftigungsanstieg ist also auf die starke Zunahme der Exporte zurückzuführen. In einer zweiten Simulation wurde nun untersucht, wie sich die Beschäftigung bei einem reinen Ölpreisschock entwickelt, wenn keine Abwertung des Euros stattfindet, ansonsten aber die gleichen Bedingungen gelten wie in der obigen Simulation. In der Simulation nehmen nunmehr die Exporte nicht zu und geben daher keine positiven Impulse an die inländischen Nachfragekomponenten weiter. Die leicht gestiegenen Kapitalnutzungskosten senken die privaten Investitionen, und wegen der niedrigeren Realzinsen und der gesunkenen Realeinkommen reduziert sich der private Konsum. Die effektive Nachfrage auf dem Gütermarkt sinkt im Gegensatz zur ersten Simulation. Die von der Güternachfrage induzierte Beschäftigung reduziert sich deutlich. Die Anzahl der Beschäftigten nimmt aufgrund des Ölpreisanstiegs über den Zeitraum hinweg um etwa 8.000 ab.

### Fazit

Der beobachtete Beschäftigungsanstieg hierzulande ist das Ergebnis gegenläufiger Effekte. Die Erhöhung der Ölpreise wirkt sich negativ auf den Arbeitsmarkt aus, jedoch wird dies durch die Abwertung des Euro überkompensiert. So betrachtet sind wir „mit einem blauen Auge“ davongekommen, sofern der leidige Preisanstieg in Kauf genommen wird und nicht – wie Mitte der siebziger Jahre – zu gefährlichen Bemühungen führt, die Last etwa durch eine expansive Lohnpolitik auf andere abzuwälzen zu versuchen. Das ginge mit Sicherheit schief. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

### Anmerkungen zur praktischen Umsetzung der Simulation

Das makroökonomische Modell des ZEW wurde bereits in den vergangenen Ausgaben des ZEW Konjunkturreports näher beschrieben (z.B. in Ausgabe 1/00). Eine ausführlichere Beschreibung des Modells befindet sich in Radowski, D., W. Smolny und P. Winker (1999), Investment and Employment Adjustment after Unification, ZEW Discussion Paper No. 99-56. Das gesamte Ungleichgewichtsmodell ist mikrofundiert und umfasst den Zeitraum 1960/1-97/4. Die obigen Simulationen erfolgten dynamisch, so dass sich Veränderungen in der ersten Periode bis in die letzte Periode auswirken. Als Simulationszeitraum wurde 1994/2–97/3 gewählt. In dieser Zeit des Aufschwungs dominierte auf den Märkten das Kapazitätsregime, d.h. es gab eine Beschränkung bei den Sachanlagen. Die Unternehmen stießen an die Grenze ihrer Sachkapazitäten, so dass sie diese kurzfristig kaum erweitern konnten oder wollten. Die Wirkungsmechanismen des Ungleichgewichtsmodells unterscheiden sich in einem Kapazitätsregime deutlich von denen in einer Periode des Nachfragerregimes. Denn in einem Nachfragerregime liegt eine Beschränkung seitens der Güternachfrage vor, d.h., die Unternehmen können ihre produzierte Gütermenge nicht vollständig absetzen. Für die oben beschriebenen Simulationen werden folgende Größen exogen gesetzt:

Der Preisindex für Rohstoffe und Halbwaren steigt in der ersten Simulation in 1994/2 um 50 v.H. an. Damit wird sowohl die Ölpreiserhöhung als auch die Abwertung des Euro erfasst. In der zweiten Simulation wird die Abwertung des Euro durch einen niedrigeren Anstieg des Preisindex berücksichtigt.

Über den Simulationszeitraum hinweg werden die relativen Exportpreise um 26 v.H. abgewertet, um die Entwicklung des Euro abzubilden (nur in der ersten Simulation).

Grenzen der Aussagefähigkeit:

Der Preisindex für Rohstoffe und Halbwaren gibt approximativ die Wirkung des Ölpreisschocks wieder. Das Modell unterscheidet nicht zwischen mehreren Energiekomponenten. Die heutige Situation ist z.T. anders als in dem Simulationszeitraum 1994/2-97/3 (z.B. wegen der längeren tariflichen Bindungsdauer).

## Wirtschaftsentwicklung in Europa

# Frankreich: Binnennachfrage steigt

Sowohl die Unternehmen als auch die privaten Haushalte werden im kommenden Jahr von der Steuerreform profitieren. Negative Auswirkungen des Ölpreisschocks können dadurch teilweise ausgeglichen werden. Moderate Lohnvereinbarungen helfen, den Preisaufrtrieb in Grenzen zu halten.

■ Eine lebhaftere Binnennachfrage sorgt 2001 für ein weiterhin kräftiges Wirtschaftswachstum (vgl. Tabelle S. 3). Negative Effekte des Ölpreisanstiegs werden durch staatliche Maßnahmen abgemildert. Zunächst reagierte die Regierung kurzfristig auf den Unmut der Bevölkerung und des Transportgewerbes über die steigenden Kraftstoffpreise und senkte die Steuern auf Heizöl und Kraftstoffe.

Obwohl sie nicht als Resonanz auf die Ölpreise gedacht war, federt insbesondere die Steuerreform die Wirkungen der höheren Energiekosten ab. Über die kommenden drei Jahre sollen Steuern und Abgaben um 18,3 Milliarden € gesenkt werden. Einschließlich der schon in 2000 angefallenen Maßnahmen summieren sich die Steuererleichterungen auf 30,5 Milliarden €. Die Entlastung macht im Jahr 2001 fast ein Prozent des Bruttoinlandsprodukts aus.

Wenn im Frühjahr die Ölpreise wieder sinken sollten, stände einer Kräftigung des Aufschwungs in Frankreich nichts im Wege. Sollte das Barrel Rohöl jedoch weiterhin etwa 30 Dollar kosten, wäre der Anstieg des BIP im Jahr 2001 nach der Prognose des Forschungsinstituts OFCE statt auf 3,7 nur auf 3,2 v. H. zu veranschlagen.

Die Franzosen dürften ihren Konsum weiter kräftig ausdehnen. Die Arbeitslosigkeit geht zurück und die Beschäftigung liegt in allen Branchen deutlich über dem Vorjahresniveau. Die großen Unternehmen, die über Jahre Personal abgebaut hatten, stellen wieder mehr ein. Für das Jahr 2001 sind die Aussichten wegen der Auswirkungen der Steuerreform positiv.

Bei den Unternehmensinvestitionen dominieren weiterhin zwei Motive. Die 1990er Jahre waren von einer Investitionsschwäche geprägt. Daher besteht noch immer Nachholbedarf. Außerdem reagieren die Unternehmen auf die wachsende Nachfrage, zu deren Befriedigung die bestehenden Kapazitäten kaum noch ausreichen. So erreichte die Kapazitätsauslastung im verarbeitenden Gewerbe im Oktober den höchsten Wert seit Jahren. Die Nutzungsdauer der Produktionsanlagen hat in den vergangenen Jahren kontinuierlich zugenommen. Beide Befunde deuten auf dringend erforderliche Ersatz- und Erweiterungsinvestitionen hin. Als Reaktion auf die Einführung der 35-Stunden-Woche nehmen viele Firmen auch Umorganisationen vor, die Rationalisierungsinvestitionen erfordern.

Günstige Auswirkungen auf die Investitionstätigkeit hat auch die niedrigere Besteuerung der Unternehmen. Die Erleichterungen beziehen sich auf die Körperschaftsteuer und die Gewerbesteuer. Eine spürbare Erleichterung für die Unternehmen bringt auch die weitere Senkung der Sozialbeiträge.

Der Anstieg der Exporte hat sich im Jahr 2000 beträchtlich gegenüber dem Vorjahr beschleunigt. Die Euro-Abwertung hat dazu beigetragen, dass die französischen Exporteure Marktanteile im Ausland dazugewinnen konnten. Andererseits sorgten die schwache Währung und das teure Rohöl für eine Verschlechterung der Handelsbilanz. In realer Rechnung hat sich der Saldo aus Export und Import jedoch nicht verschlechtert.

Vor allem, weil ein geringeres Wachstum der Importe der USA und der asiatischen Schwellenländer erwartet wird, dürfte sich die Exportdynamik etwas verlangsamen. Zusätzliche Aufträge könnten dagegen aufgrund der Mehreinnahmen aus dem Ölexport von den OPEC-Ländern kommen. Der Anteil dieser Länder ist allerdings nicht groß genug, um einen Ausgleich darzustellen.

### Inflation bleibt gemäßigt

Die Verbraucherpreise werden durch die verteuerten Importe und den Ölpreisanstieg belastet. Im Oktober erreichte die Inflationsrate 1,9 v.H. nach 1,3 v.H. im April. Die Preisentwicklung im Jahr 2001 ist wegen der Unsicherheit über den Ölpreis schwer einzuschätzen. Preisdämpfend im nächsten Jahr wirkt jedenfalls die Senkung der Verbrauchsteuer auf Kraftstoffe und Heizöl.

Auch binnenwirtschaftliche Einflussfaktoren geben der Inflation Auftrieb. Angesichts des hohen Auslastungsgrads in der Industrie und der längeren Lieferfristen versuchen die Firmen zunehmend, höhere Preise durchzusetzen. Die verbesserte Situation auf dem Arbeitsmarkt dürfte vorerst nur wenig zu einem beschleunigten Preisaufrtrieb beitragen. Denn die Lohnstückkosten werden nach wie vor nur moderat zunehmen. Im Rahmen der Vereinbarungen zur Arbeitszeitverkürzung wurden außerdem in vielen Unternehmen die Löhne und Gehälter für mehrere Jahre eingefroren. ◀

Barbara Knoth, knoth@zew.de