

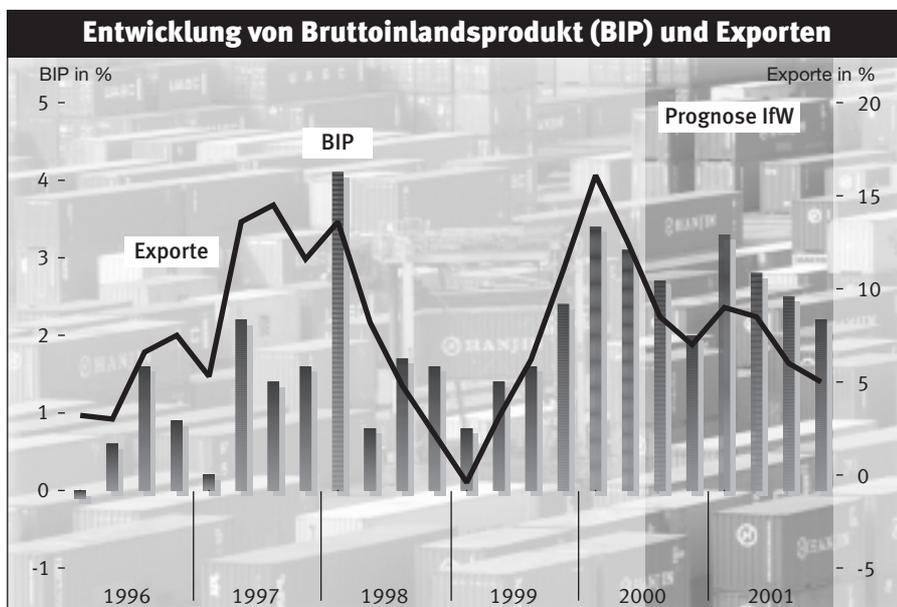
ZEW Konjunkturreport

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim

Jahrgang 3 · Nr. 3 · Oktober 2000

Konjunktur entlastet Arbeitsmarkt

Mit einer Zunahme von 3,3 v.H. im ersten Halbjahr 2000 gegenüber dem Vorjahreszeitraum weist das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) die höchste Zuwachsrate seit Beginn der neunziger Jahre auf. Getragen wird der Aufschwung weiterhin von den Exporten, die seit dem vierten Quartal 1999 wieder mit zweistelligen Zuwachsraten steigen. Auch am Arbeitsmarkt zeigen sich deutliche Beschäftigungseffekte. Getrübt wird die Entwicklung allerdings durch einen beschleunigten Preisauftrieb.



■ Noch zur Jahresmitte erwarteten die meisten Wirtschaftsforschungsinstitute einen Zuwachs des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) für 2000, der zwischen 2,6 und 2,8 v.H. liegen würde. Nach den neuesten Zahlen des Statistischen Bundesamtes stieg das reale BIP in den beiden ersten Quartalen jeweils über 3 v.H. an, gemessen gegenüber den entsprechenden Vorjahreszeiträumen. Für das erste Halbjahr ergibt sich hieraus eine Zunahme von 3,3 v.H., der höchsten Steigerungsrate des BIP seit Beginn der neunziger Jahre. Getragen wird der Aufschwung von der äußerst dynamischen Entwicklung des Exporte.

Exportrückgang verlangsamt BIP-Anstieg

Diese Dynamik wird sich aber noch im laufenden Jahr abschwächen, und im kommenden Jahr wird von den meisten Instituten „nur noch“ ein Zuwachs bei den Exporten von 7 v.H. erwartet. Optimistischer ist hier allerdings das DIW, dass von einer deutlich geringeren Abschwächung ausgeht und auch für 2001 noch mit zweistelligen Zuwachsraten für den Export rechnet. Da der Export nach wie vor die Stütze der Konjunkturentwicklung ist, auch wenn mittlerweile binnenwirtschaftliche Komponenten an Ein-

fluss gewonnen haben, fallen die Prognosen für die Entwicklung des realen BIP entsprechend unterschiedlich aus: zwei der fünf in der Tabelle aufgeführten Institute (DIW und IfW) erwarten für 2001 keine Beschleunigung der konjunkturellen Entwicklung gegenüber dem laufenden Jahr, wohingegen die drei Institute (RWI, Ifo und IWH) noch mit einer weiteren Erhöhung der Zuwachsraten für das BIP rechnen. Mit einem Anstieg von 3,2 v.H. im Jahre 2001 vertritt das RWI eine sehr optimistische Sicht der Entwicklung.

Binnennachfrage kräftigt sich

Allen Prognosen für 2001 ist gemeinsam, dass sie von einer Stärkung der Binnennachfrage ausgehen, wobei hier dem Privaten Konsum die entscheidende Rolle zukommt. Im Vergleich zum laufenden Jahr wird mit deutlich höheren Konsum-

In dieser Ausgabe

| | |
|---------------------------------------------------------------|----|
| Konjunktur entlastet Arbeitsmarkt | 1 |
| Die voraussichtliche Lage in der EWU | 3 |
| Der ZEW-Finanzmarkttest: Konzeption und Indikatoren | 4 |
| ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im September 2000 | 6 |
| Trends in ökonomischen Zeitreihen | 8 |
| Inflation in der EWU: Irland schert aus | 11 |
| Schweden: Preisniveaustabilität | 12 |

ausgaben gerechnet, so dass im Mittel der Private Konsum zwischen 2,5 und 3 v.H. zunehmen wird. Ebenso einheitlich ist die Meinung über die Investitionen. Die Ausrüstungen und sonstigen Anlagen werden kräftig steigen, aber die Bauinvestitionen blieben weiterhin hinter der Entwicklung zurück.

Entwicklung im Bau unklar

Die nach wie vor unbefriedigende Entwicklung der Bauinvestitionen dämpft die Entwicklung der Bruttoanlageinvestitionen, so dass mit einem Anstieg etwas unter 4 v.H. für 2001 gerechnet werden kann. Günstiger schätzen die Ökonomen aus Halle die Investitionstätigkeit ein: hier wird mit einem Zuwachs von immerhin 4,5 v.H. gerechnet. Während z.B. das Ifo-Institut für das laufende Jahr noch mit einer Abnahme der Bauinvestitionen von 0,4 v.H. rechnet, gehen die Hallenser Ökonomen bereits von einer leichten Belebung der Bautätigkeit aus, so dass sie einen leichten Anstieg in der Höhe von 0,4 v.H. erwarten. Während das IWH mit einer Fortsetzung dieser Tendenz rechnet, geht das Ifo-Institut davon aus, dass es erst im kommenden Jahr zu einer schwachen Belebung im Bausektor kommen wird.

Erfreuliche Tendenzen auf dem Arbeitsmarkt

Die zunehmende Konsolidierung des Aufschwungs zeigt nun auch spürbare Auswirkungen auf dem Arbeitsmarkt. Seit

dem vierten Quartal 1997 nimmt die Zahl der Erwerbstätigen wieder beständig zu, wobei insbesondere in den letzten vier Quartalen die Erwerbstätigkeit steigende Zuwachsraten, zuletzt um 1,9 v.H. gegenüber dem 2. Quartal 1999, aufwies. Diese Zahl ist jedoch mit Vorsicht zu interpretieren, da sich die statistische Erfassung der Erwerbstätigkeit geändert hat. Diese Änderung in Abstimmung mit dem Mikrozensus weist eine höhere Beschäftigung aus als vor der Revision. Parallel mit der verbesserten Beschäftigungslage sank die Zahl der Arbeitslosen. Gesamtwirtschaftlich kam der Beschäftigungsabbau im vierten Quartal 1997 zum Stillstand. Bezogen auf diesen Zeitraum, nahm die Beschäftigung um rund 860.000 Personen zu. In der gleichen Zeit verringerte sich die Zahl der Arbeitslosen um 560.000 Personen. Allerdings entspricht diese Zahl nicht in voller Höhe den neuen Beschäftigungsverhältnissen, da ein Teil zum Beispiel in die Rente oder ABM-Maßnahmen ging. Mithin wurde eine beträchtliche Anzahl an neu geschaffenen oder wieder zu besetzenden Arbeitsplätzen durch zusätzlich auf den Arbeitsmarkt drängende Personen besetzt.

Preisanstieg besorgniserregend

Mit einer Verteuerung der Lebenshaltung von etwa 1,7 v.H. im ersten Halbjahr 2000 gegenüber dem vergleichbaren Vorjahreszeit besteht noch kein aktueller Anlass, sich über einen erneuten Inflationsprozess Sorge zu machen. Dieser Wert

liegt noch unterhalb der Preissteigerungsrate, die von der EZB als „stabil“ angesehen wird. Bedrohlich ist allerdings, dass sich insbesondere in den letzten Monaten der Preisauftrieb deutlich beschleunigte und im Juli und August dieses Jahres 1,9 v.H. bzw. 1,8 v.H. betrug. Hierzu trägt die Verteuerung des Rohöls und der starke US-Dollar einen erheblichen Anteil bei. Auch wenn Preisrückgänge bei anderen Gütern (Telekommunikation z.B.) statistisch zu einer insgesamt noch tolerablen Inflationsrate führen, kann der Anstieg bei den Heizungs- und Benzinkosten dazu führen, dass sich neue Inflationserwartungen bilden, die dann in den kommenden Tarifverhandlungen eingefordert werden.

Obwohl die Entwicklung bei den Lebenshaltungskosten noch moderat ist, zeigen die Erzeugerpreise bereits ein deutlich dramatischeres Bild: Seit Januar dieses Jahres steigen sie beständig an und erhöhten sich im Juli dieses Jahres bereits um 3,3 v.H. gegenüber dem Vorjahresmonat. Mit der dynamischeren Entwicklung der Binnennachfrage besteht dann auch die Gefahr, dass die Unternehmen die sich hierdurch eröffnenden Preiserhöhungsspielräume nutzen und dementsprechend die Preise für ihre Erzeugnisse erhöhen. Diese potenzielle Gefahr wird jedoch von den Instituten bislang als relativ gering eingeschätzt. Unisono erwarten sie eine Verteuerung im kommenden Jahr, die zwischen 1,2 und 1,6 v.H. liegen wird. ◀

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

Tabelle 2: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland 1999 und 2000

| | Statist.BA 1999 | IfW 2000 | DIW 2000 | IfW 2001 | DIW 2001 | IWH 2001 | Ifo 2001 | RWI 2001 |
|----------------------------------|--------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|----------------|---------------|
| BIP, real | 1,5 | 2,7 | 2,7 | 2,7 | 2,6 | 2,9 | 2,8 | 3,2 |
| – Privater Konsum | 2,1 | 1,3 | 1,7 | 2,5 | 2,7 | 2,7 | 2,7 | 3,0 |
| – Konsumausgaben des Staates | 0,2 | 0,6 | 0,4 | 1,0 | 0,6 | 0,7 | 0,6 | 0,2 |
| – Bruttoanlage- investitionen | 2,3 | 3,7 | 4,7 | 3,7 | 3,8 | 4,5 | 3,6 | 3,8 |
| – Exporte | 4,2 | 11,0 | 12,5 | 7,0 | 10,4 | 7,3 | 7,1 | 7,1 |
| – Importe | 7,1 | 8,9 | 9,8 | 7,7 | 10,6 | 6,7 | 7,3 | 6,2 |
| Erwerbstätige Personen | 0,3 36.113 | 0,6 36.337 | 0,5 36.308 | 0,8 36.635 | 0,8 36.585 | 0,7 36.498 | 0,75 36.570 | 0,8 36.580 |
| Arbeitslose | 4.099 | 3.818 | 3.856 | 3.446 | 3.543 | 3.500 | 3.520 | 3.500 |
| Arbeitslosenquote | 10,5 | 9,5 | 9,6 | 8,6 | 8,8 | 9,0 | 8,8 | 8,7 |
| Preisindex der Lebenshaltung | 0,6 | 1,6 | 1,4 | 1,5 | 1,2 | 1,3 | 1,5 | 1,6 |

Mit Ausnahme der Arbeitslosenquote und der Anzahl der Erwerbstätigen alle Angaben als prozentuale Veränderung gegenüber dem Vorjahr. IfW: Die Weltwirtschaft 2/2000; DIW: Wochenbericht 28/2000; IWH: Konjunkturausblick 2000; Ifo: Ifo Wirtschaftskonjunktur 7/2000; RWI: <http://www.rwi-essen.de> und telefonische Auskunft. Veränderungsdaten bei den Erwerbstätigen teilweise selbst berechnet (IfW, DIW, IWH).

Die voraussichtliche Lage in der EWU

■ Der kräftige Aufschwung in der EWU hat sich fortgesetzt, das BIP ist im ersten Halbjahr im Vergleich zum Vorjahr um 3,6 v.H. gestiegen. Die Konjunktur wird voraussichtlich im zweiten Halbjahr ihren Höhepunkt erreichen. Das reale BIP wird nach Ansicht des IfW Kiel in diesem Jahr noch um 3,4 v.H., im nächsten Jahr jedoch nur um etwa 2,9 v.H. steigen.

Die Impulse aus dem Ausland, die bislang den Aufschwung maßgeblich stützten, erhöhten sich zuletzt um 3,5 v.H.; sie werden aber allmählich nachlassen. Der private Verbrauch expandiert weiterhin, doch die Investitionen stagnierten im zweiten Quartal dieses Jahres. Vermutlich werden die Steuerenkungen in einigen Ländern die Binnennachfrage kräftigen.

Der Beschäftigungszuwachs setzte sich im zweiten Quartal dieses Jahres fort. Die Beschäftigungslage verbesserte sich sowohl in der Industrie als auch im Dienstleistungssektor. Die Arbeitslosenquote wird im Jahresdurchschnitt auf 9 v.H. sinken. Im nächsten Jahr wird sie voraussichtlich sogar auf 8,1 v.H. fallen, den tiefsten Stand seit zehn Jahren.

Die Geldpolitik der EZB ist von einem expansiven auf einen neutralen Kurs übergegangen. Die steigenden Ölpreise erhöhten den HVPI zuletzt um 2,3 v.H. In den nächsten Monaten dürften vom Wechselkurs und den Ölpreisen weiterhin belastende Effekte auf die Preisentwicklung ausgehen. Zudem nimmt der konjunkturbedingte Preiserhöhungsspielraum der Unternehmen zu. Es ist daher zur Zeit unklar, ob die EZB im Hinblick auf die Inflationsrate ihre definierte Obergrenze bis zum Jahresende erreichen kann. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

Anmerkungen zur Tabelle:

Angaben in Prozent gegenüber dem Vorjahr; Ausnahme: Arbeitslosenquote.

Quellen: EU11: DIW, Berlin; Österreich: Wifo, Wien; Spanien: La Caixa, Barcelona; Belgien: IRES, Brüssel; Federal Planning Bureau, Brüssel; Niederlande: CPB, Amsterdam; Finnland: ETLA, Helsinki, Beschäftigung: OECD, Paris; Frankreich: INSEE, Paris; Irland: ESRI, Dublin; Italien: Prometeia, Rom, Beschäftigung: OECD, Paris; Portugal: OECD, Paris.

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

Der ZEW-Finanzmarkttest: Konzeption und Indikatoren

Der ZEW-Finanzmarkttest ist eine seit 1991 durchgeführte Umfrage, in der monatlich die im deutschen Finanzbereich vorherrschenden Erwartungen über die Entwicklung an sechs wichtigen internationalen Finanzmärkten erhoben werden. Insgesamt beteiligen sich rund 400 Analysten an dieser Umfrage, darunter etwa 270 Experten aus Banken, 50 aus Versicherungen, 40 aus Kapitalanlagegesellschaften und 40 aus Industrieunternehmen.

■ Im einzelnen werden die Finanzexperten nach ihren mittelfristigen Erwartungen befragt, die sie für wichtige internationale Finanzmärkte hinsichtlich der Entwicklung der Konjunktur, der Inflationsrate, der kurz- und langfristigen Zinsen, der Aktienkurse, der Wechselkurse und des Ölpreises haben. Betrachtet werden die Finanzmärkte in Deutschland, den Vereinigten Staaten, Japan, Großbritannien, Frankreich und Italien. Zusätzlich werden die Finanzexperten um eine Einschätzung der Ertragslage in 13 verschiedenen deutschen Branchen gebeten (Banken, Versicherungen, Konsum/Handel, Baugewerbe, Fahrzeugbau, Chemie, Stahl, Elektro, Maschinenbau, Versorger, Dienstleister, Telekommunikation und Informationstechnologien).

Die Experten geben bei ihren Antworten nur qualitative Tendenzsicherungen bezüglich der Veränderungsrichtung. Das heißt, sie beurteilen, ob beispielsweise die kurzfristigen Zinsen in den nächsten sechs Monaten ansteigen (+), fallen (-) oder in etwa gleichbleiben (=) werden. Die Beschränkung auf qualitati-

ve Tendenzsicherungen ist zum einen darin begründet, dass trotz der großen Anzahl an Fragestellungen eine schnelle Beantwortung möglich sein muss. Zum anderen vermitteln Tendenzsicherungen mitunter im Gegensatz zu Punktprognosen keine Scheingenauigkeit. Denn Punktprognosen werden üblicherweise auf- oder abgerundet, so dass sich wie bei den Tendenzsicherungen Kategorien für die Prognosewerte ergeben. Aufgrund der hohen Unsicherheit von Finanzprognosen beschränkt sich der Finanzmarkttest infolgedessen auf die oben genannten drei Antwortkategorien (+), (=) und (-).

Den Umfrageteilnehmern stehen im allgemeinen zwei Wochen für die Beantwortung des Fragebogens zur Verfügung. Die Rücklaufquote liegt bei etwa 90 Prozent. Die Zusammensetzung der Teilnehmer ist relativ stabil. Etwa 50 Prozent der Teilnehmer haben an mindestens 60 Prozent der Umfragen von 1991 bis 1999 teilgenommen. Bereits zwei Tage nach Einsendeschluss erhalten die Teilnehmer die ersten Auswertungsergebnisse. In der Presse werden die Ergebnisse re-

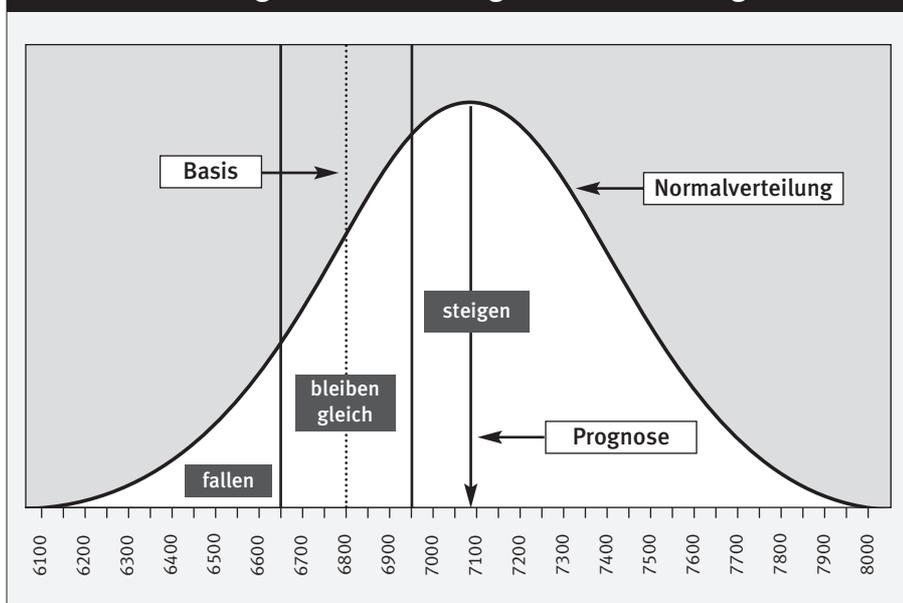
gelmäßig in Form von Indikatoren und Prognosen, unter anderem in der Wirtschaftswoche und in Börse Online, sowie in Kolumnen in der Welt und im EU-Magazin veröffentlicht. Der Finanzmarktreport mit der Auswertung der Umfrage wird den Finanzmarktexperten zusammen mit der Finanzmarktprognose und dem nächsten Fragebogen etwa zwei Wochen nach der Auswertung zugeschickt.

Die Auswertung

Die Individualprognosen der im Finanzmarkttest befragten Experten werden zunächst zu prozentualen Belegungen der einzelnen Antwortkategorien zusammengefasst. Aus diesen Belegungen der Kategorien (z.B. 70 Prozent der Teilnehmer erwarten einen Anstieg des deutschen Aktienindex DAX, 20 Prozent glauben an ein unverändertes Niveau, 10 Prozent erwarten sinkende Kurse für den DAX) lassen sich dann quantitative Informationen mit einer Indikatorfunktion für verschiedene Finanzmarktentwicklungen ableiten.

Für viele Anwendungen ist es notwendig, die Verteilung der Antworten auf die drei Antwortkategorien in einem einzigen Wert zu beschreiben. Dieser könnte etwa als durchschnittliche Erwartung interpretiert werden. In den meisten Fällen bedient man sich hier eines Saldo $s = (p - m)$ aus den prozentualen Belegungen p der positiven Kategorie (+) und den prozentualen Belegungen m der negativen Kategorie (-). Der Saldo entspricht dem Mittelwert der Antworten, wenn man die drei Kategorien mit +1, 0 und -1 kodiert.¹⁾ Beispielsweise gibt ein Saldo von +30 für die kurzfristigen Zinsen an, dass per Saldo 30 Prozent der Teilnehmer mit einem Anstieg der Kurzfristzinsen rechnen, während ein Saldo von -30 bedeutet, dass per Saldo 30 Prozent der Teilnehmer an sinkende kurzfristige Zinsen glaubt. Der Saldo beinhaltet also nur die Diffe-

Abbildung 1: Quantifizierung der DAX-Erwartungen



renz zwischen den prozentualen Belegungen der positiven und der negativen Kategorie und sagt dementsprechend noch nichts über die absoluten Zahlen der prozentualen Belegungen der positiven und negativen Kategorie aus. Daher kann ein Saldo von +30 sowohl bedeuten, dass 60 Prozent der Teilnehmer an steigende Zinsen und 30 Prozent der Befragten an sinkende Zinsen glauben, als auch, dass 40 Prozent der Teilnehmer an steigende Zinsen und 10 Prozent der Befragten an sinkende Zinsen glauben. Der positive bzw. negative Saldo gibt somit nur an, um wieviel Prozentpunkte die Zahl der positiven Antworten die der negativen übersteigt bzw. unterschreitet.

Der Saldo wird beispielsweise zur Berechnung des Konjunkturklimas herangezogen. Bezüglich der Konjunktur werden die Teilnehmer nach der Einschätzung der derzeitigen konjunkturellen Lage als auch nach der erwarteten gesamtwirtschaftlichen Entwicklung gefragt. Der Mittelwert der beiden so erhaltenen Salden entspricht dem Wert des Konjunkturklimas für den speziellen Monat. Die Abbildung 2 zeigt das Konjunkturklima am Beispiel Deutschland für die Monate September 1998 bis September 2000.

Die ZEW-Finanzmarktprognose

Carlson und Parkin ²⁾ haben ein Quantifizierungsverfahren entwickelt, mit dem aus qualitativen Befragungsdaten Prognosen abgeleitet werden können. Dem Verfahren liegen zwei Annahmen zugrunde: Zum einen wird angenommen, dass die Gesamtheit der individuellen Prognosen μ_i der einzelnen Befragten normalverteilt ist, d.h.:

$$\mu_i \sim N(\mu, \sigma^2).$$

Der Mittelwert μ dieser Verteilung kann als mittlere Erwartung der Gesamtpopulation bezeichnet werden, σ^2 ist die Varianz der erwarteten Größe. Zum anderen wird ein Wertebereich angenommen, innerhalb dessen die Kategorie (=) gewählt wird.

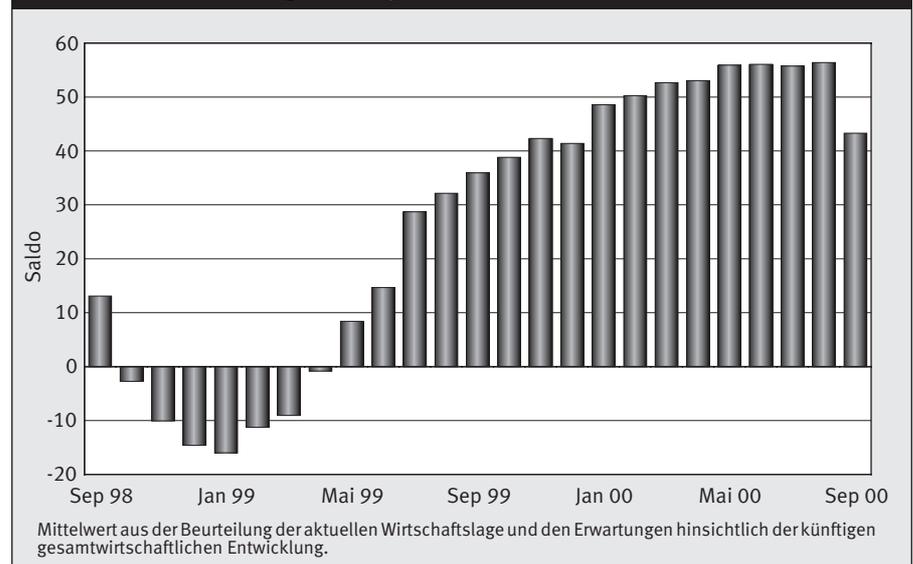
Ausgehend von einem Basiswert prognostizieren die Befragten ein Steigen, Gleichbleiben oder Fallen der betrachteten Größe. Dabei wird unterstellt, dass ein Steigen oder Fallen nur dann als solches angezeigt wird, wenn die erwartete Veränderung einen bestimmten Wert überschreitet. Diese Schwellenwerte bil-

den ein symmetrisches Indifferenzintervall um den Basiswert. Mittelwert und Varianz der Normalverteilung werden so gewählt, dass die prozentualen Verteilungen der drei Antwortkategorien den durch die Schwellenwerte begrenzten Flächen unter der Normalverteilung entsprechen (siehe Abbildung 1).

den Belegungen der Antwortkategorien für die Berechnung der Prognose erforderlich sind, sind stets fest vorgegeben. Allerdings müssen sie im Laufe der Jahre möglicherweise an Veränderungen angepasst werden.

Die Abbildung 1 zeigt die mittelfristigen Erwartungen für den DAX zu einem

Abbildung 2: Konjunkturklima in Deutschland



Im Verfahren von Carlson und Parkin wird in einem ersten Schritt der Basiswert festgelegt. In einem zweiten Schritt wird mit Hilfe der prozentualen Belegungen der Antwortkategorien (+), (=) und (-) die Varianz σ^2 und der Mittelwert μ der Verteilung berechnet. Übertragen auf den ZEW-Finanzmarkttest bedeutet das: Wenn die individuellen Punktprognosen der Finanzexperten normalverteilt sind, entspricht der Erwartungswert μ dieser Normalverteilung dem mittleren Prognosewert der Umfrageteilnehmer. Die Varianz σ^2 der Verteilung kann als direktes Maß für die Unsicherheit der mittleren Prognose und somit der Unsicherheit am Finanzmarkt aufgefasst werden. Je größer der Schwankungsbereich der individuellen Prognosen ist, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten eines bestimmten Wertes. Um die Lage des durch die Schwellenwerte begrenzten Indifferenzintervalls für die laufende Befragung festlegen zu können, bestimmt man einen über den Befragungszeitraum gewichteten Basiswert für die Prognose. Die Gewichte bestimmen sich aus dem Rücklauf der Fragebögen. Durch diese Vorgehensweise kann die sich ändernde Informationsbasis während der laufenden Umfrage berücksichtigt werden. Die Schwellenwerte, die zusammen mit der Basis und

bestimmten Zeitpunkt. Zehn Prozent der Befragten prognostizieren ein Zurückgehen, 20 Prozent erwarteten ein Gleichbleiben und 70 Prozent ein Steigen des DAX innerhalb der nächsten sechs Monate. Die Aufteilung der Flächen unter der Normalverteilung in der Abbildung entspricht den genannten Prozentwerten.

Als Basis für die zu bestimmende Prognose wurde ein DAX-Wert von 6.800 Punkten gewählt. Um diesen Basiswert wurde ein Intervall von 300 Punkten gebildet, welches die Einschätzungen über einen unverändert bleibenden DAX umfasst. Der Erwartungswert der mit den Daten geschätzten Normalverteilung beträgt somit 7.080 Punkte. Er bildet den auf der Grundlage der Finanzmarkttestdaten mittelfristig wahrscheinlichsten Wert für den DAX und damit die Prognose. ◀

Birgit Sasse, sasse@zew.de,
Felix Hüfner, huefner@zew.de

¹⁾ Vgl. Marnet, V. (1996): Eigenschaften und Bestimmungsfaktoren von Finanzmarkt-erwartungen – Eine theoretische und empirische Analyse unter Verwendung der ZEW-Finanzmarkttestdaten, Nomos-Verlag, Baden-Baden.

²⁾ Vgl. Carlson, J. A. und Parkin, M. (1975): Inflation Expectations, *Economica*, 42, S. 123-138.

ZEW-Finanzmarkttest: Ergebnisse der Umfrage im September 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 Unternehmen an dieser Umfrage, darunter etwa 250 Banken, 50 Versicherungen, 50 Kapitalanlagegesellschaften, 30 Industrieunternehmen und 30 private Anlage-

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

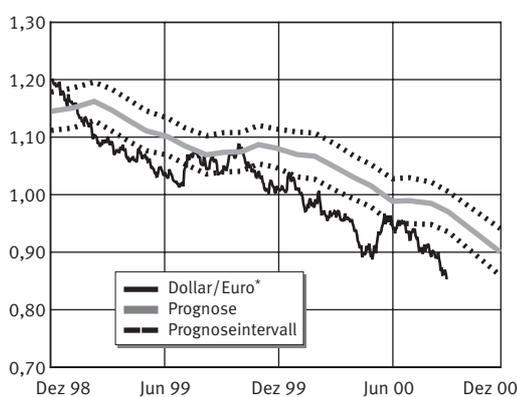
Im einzelnen werden die Finanzmarktexperten nach ihren mittelfristigen Erwartungen befragt, die sie für wichtige internationale Finanzmärkte hinsichtlich der Entwicklung der Konjunktur, der Inflationsrate, der kurz- und langfristigen

Zinsen, der Aktien- und der Wechselkurse haben. Auf den folgenden beiden Seiten werden die wichtigsten Ergebnisse der aktuellen Umfrage, die vom 4. bis 19. September 2000 durchgeführt wurde, dargestellt. Weitere Informationen zum ZEW-Finanzmarkttest sind in Form einer Kurzinformation und des aktuellen ZEW-Finanzmarktreports für Oktober 2000 erhältlich. ◀

Felix Hüfner, huefner@zew.de;
Birgit Sasse, sasse@zew.de

Euroraum: Vertrauen in den Euro bleibt schwach

Euro: Entwicklung und Prognose



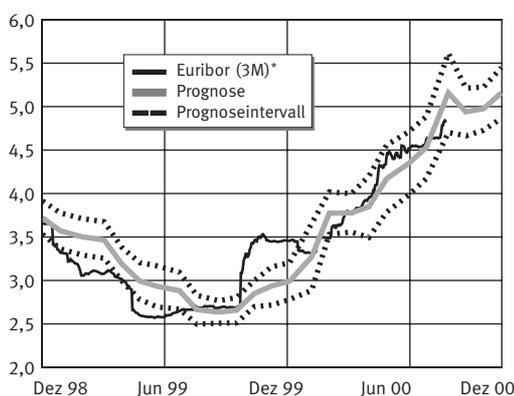
* Quelle: Datastream

■ Für den Euroraum rechnen 64 Prozent der Befragten mit höheren Preissteigerungsraten. Die jüngsten Zahlen signalisieren zwar, dass der Anstieg des harmonisierten Verbraucherpreisindex für die Eurozone im August fast stabil bei 2,3 Prozent lag. Über kurz oder lang dürfte jedoch der hohe Ölpreis in Verbindung mit dem schwachen Euro für einen Zuwachs der Inflationsrate sorgen. Hierfür spricht auch die Tatsache, dass immer mehr Experten der Meinung sind, dass sich die Situation am Devisenmarkt so schnell nicht ändern

wird. So hat sich die Zahl derer, die trotz der Tiefstände des Euro mit einer weiteren Aufwertung des US-Dollars rechnen, im September auf knapp 15 Prozent verdoppelt. Fast 20 Prozent der Befragten erwarten mittelfristig ein gleichbleibendes Niveau des Euro-Wechselkurses. Insgesamt errechnet sich hieraus eine Prognose für Dezember von 0,90 US-Dollar pro Euro. Vor dem Hintergrund dieser inflationstreibenden Faktoren überrascht es nicht, dass nach wie vor knapp 79 Prozent mit steigenden Zinsen im kurzfristigen Bereich rechnen. ◀

Euroraum: Angst vor einer Inflationsspirale

Euribor (3M): Entwicklung und Prognose



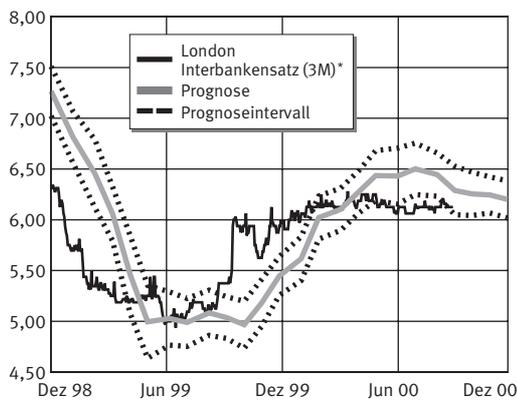
* Quelle: Datastream

■ Die Chancen schwinden, dass es in den nächsten Monaten zu einem deutlichen Ölpreis-Rückgang kommen wird. Nach Ansicht der Finanzexperten dürfte er bis zum Jahresende über der Marke von 30 Dollar/Barrel verharren. Dies verschlechtert die Inflationsperspektive in der Eurozone. Die Prognose zeigt bis Dezember eine Preissteigerungsrate von 2,7 Prozent an. Die jüngsten Inflationszahlen, die für August einen leichten Rückgang ausweisen, sind demnach kaum als Trendwende zu verstehen. Daher werden weitere Zinsschritte der

EZB erwartet, die den Drei-Monats-Euribor bis Dezember auf 5,3 Prozent ansteigen lassen sollten. Wim Duisenberg hat Tarifparteien und Fiskalpolitiker ausdrücklich davor gewarnt, die ölpreisbedingten Einkommensverluste durch preistreibende Lohnabschlüsse oder unsolide Steuerentlastungen ausgleichen zu wollen. Die Beobachter rechnen offensichtlich damit, dass der EZB-Präsident in den nächsten Monaten seinen Worten weitere Taten folgen lassen wird, damit eine Inflationsspirale überhaupt nicht erst entstehen kann. ◀

Großbritannien: Zinsängste der Experten lassen deutlich nach

Geldmarkt: Entwicklung und Prognose



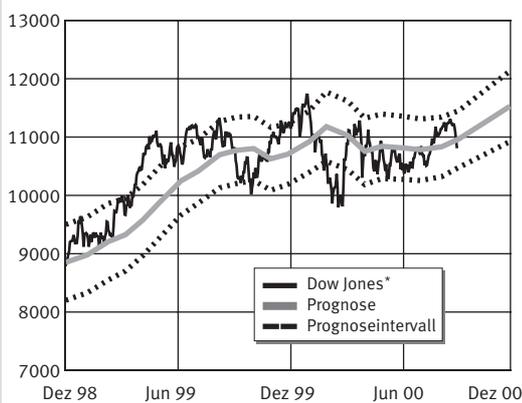
*Quelle: Datastream

Die institutionellen Anleger beurteilen die Aussichten für britische Aktien im September zwar durchaus positiv, am Aktienmarkt hat sich dieser Trend bisher aber noch nicht bewahrheitet. Seit Anfang September befindet sich der FT-SE 100-Index auf leichter Talfahrt und hat bereits fast sechs Prozent verloren. Etwa die Hälfte der Finanzexperten geht mittlerweile jedoch von steigenden Kursen aus. Vor allem die Entwicklung der kurzfristigen Zinsen könnte nach Ansicht der Experten dem Aktienmarkt positive Impulse geben. Be-

reits 67 Prozent rechnen bis zum Jahresende mit unveränderten Zinsen im Vereinigten Königreich. Nur 29 Prozent glauben, dass die britische Notenbank ihre Zinsen anheben wird. Bis Dezember prognostizieren die Experten eine leichte Erhöhung der Kurzfristzinsen auf 6,2 Prozent. Ein Unsicherheitsfaktor ist in diesem Zusammenhang jedoch die Entwicklung der Inflationsrate. Hier zeigt insbesondere der hohe Ölpreis seine Wirkung. Dies ist auch die Sorge der Bank of England, die jüngst entsprechende Bedenken äußerte. ◀

USA: Nur positive Nachrichten aus Übersee

Dow Jones: Entwicklung und Prognose



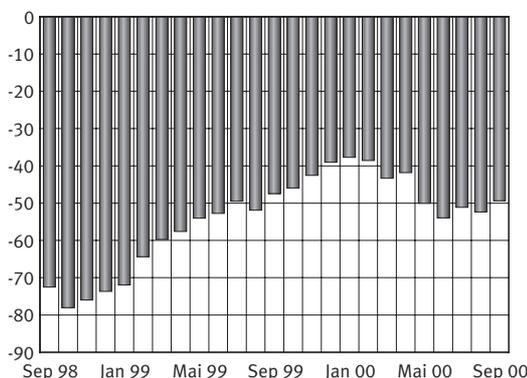
*Quelle: Datastream

Nach den Verlusten am US-Aktienmarkt erwarten die Experten für die kommenden Monate wieder steigende Kurse. Rund 55 Prozent rechnen mittelfristig mit einem Anstieg des Dow Jones-Index. Insgesamt prognostizieren die Befragten für den Dezember 11.500 Punkte. Offenbar wird die positive Stimmung auch weiterhin von nachlassenden Zinsängsten getragen. 65 Prozent der Experten glauben, dass der Präsident der Federal Reserve Bank, Alan Greenspan, vor den US-Präsidentenwahlen nicht mehr die Leitzinsen anheben wird. Auch

bis zum Ende des Jahres rechnen nur noch knapp 30 Prozent der Experten mit Zinserhöhungen. Im Juni waren es demgegenüber noch 67 Prozent. Seit der letzten Zinserhöhung im Mai haben die Zinsängste der Experten somit stetig abgenommen. Alles in allem können die Befragten nur Positives über die USA berichten: eine leichte Abkühlung der Wirtschaft, abnehmende Inflations- sowie Zinsängste und steigende Aktienkurse. Die weitere Entwicklung wird wohl auch vom Ausgang der Präsidentschaftswahlen abhängen. ◀

Japan: Konjunkturklima wieder leicht verbessert

Konjunkturklima Japan



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

Die positive Entwicklung der japanischen Wirtschaft hat offenbar auch die Experten inspiriert. Sie beurteilen Japans Konjunktur nach den pessimistischeren Einschätzungen des vergangenen Monats wieder optimistischer. Offenbar sind sie davon überzeugt, dass die letzte Zinserhöhung der japanischen Notenbank ein Schritt in die richtige Richtung war. Seit zehn Jahren hatten in Japan keine Zinserhöhungen mehr stattgefunden und fast eineinhalb Jahre lang wurden die kurzfristigen Zinsen nahe Null gehalten. Am Aktienmarkt sollten nach Expertenmein-

ung keine gravierenden Einbrüche mehr zu erwarten sein. Eine Zweidrittel Mehrheit glaubt, dass der Nikkei-Index schon tief genug gefallen ist und rechnet folglich mit steigenden Kursen. Demzufolge prognostizieren die Experten für den Dezember 17.000 Punkte. Optimisten glauben sogar, dass sich der Index auf die 18.000 zubewegen könnte. Zudem wird auch die Inflationsentwicklung optimistisch gesehen. 43 Prozent der befragten institutionellen Anleger erwarten, dass Japan die Deflationsphase mittelfristig überwinden wird. ◀

Wissenschaft für die Praxis

Trends in ökonomischen Zeitreihen

Viele ökonomische Zeitreihen weisen ein im Zeitverlauf wachsendes oder abnehmendes Verhalten auf. Für eine fundierte Modellierung von Zeitreihen ist es wichtig, dass dieser Trend korrekt erfasst wird. Entscheidend ist es zu erkennen, ob die Zeitreihen einem deterministischen oder einem stochastischen Trend folgen.

■ Als Trend bezeichnet man im allgemeinen das langfristige Verhalten von ökonomischen Zeitreihen. Dieser ist in der Regel nicht ohne weiteres erkennbar und quantifizierbar, sondern muss aus der Zeitreihe herausgefiltert werden. Beispielsweise ist man häufig an der Wachstumsentwicklung einer Volkswirtschaft interessiert, nicht aber an konjunkturellen Komponenten. Der Wachstumspfad entspricht dann der zu ermittelnden Trendkomponente in der Entwicklung des realen Bruttoinlandsprodukts. Steht andererseits die kurzfristige, z.B. konjunkturelle Entwicklung im Vordergrund, dann will man üblicherweise eine um die langfristige Komponente bereinigte Reihe analysieren.

Beiden Fragestellungen ist die Vorstellung gemeinsam, eine gegebene Zeitreihe X in bestimmte Komponenten zu zerlegen:

(1) $X_t = \text{Trend} + \text{Zyklus} + \text{Saison} + \text{irreguläre Komponente}$

Diese additive (oder möglicherweise auch multiplikative) Zerlegung einer Zeitreihe liegt auch heute noch den meisten Saisonbereinigerungsverfahren zugrunde. Für den Trend wird dann angenommen, dass er durch ein Polynom in der Zeit erfasst werden kann. Im einfachsten Fall ist ein solches Polynom ein linearer oder ein

quadratischer Trend. Unterstellen wir zur Vereinfachung, dass ein linearer Trend vorliegt und keine Saisoneffekte existieren. Nehmen wir weiterhin an, dass die übrigen Komponenten rein zufällig um diesen Trend schwanken. Abbildung 1, mittlere Reihe, zeigt eine solche hypothetische Zeitreihe, die durch (2) $X_t = 0.6 \cdot \text{Trend} + \text{irreguläre Komponente}$ erzeugt wird, wobei der Störterm normalverteilt ist mit Mittelwert Null und einer Standardabweichung von 10.

Es ist ersichtlich, dass die Beobachtungen um den deterministischen linearen Trend schwanken und keine Tendenz zeigen, von dieser Entwicklung abzuweichen oder größere Schwankungen um den Trend aufzuweisen. Schätzt man das Modell mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate, dann stellen die Residuen dieser Regression die Abweichungen der Zeitreihe von ihrem Trend dar. Ist der datenerzeugende Prozess wie in Gleichung (2) angegeben, dann bezeichnet man die Zeitreihe X als „trendstationär“. Der Grund hierfür ist, dass die Abweichungen der Beobachtungen vom Trend ein schwach stationäres Verhalten aufweisen. Ein stationäres Verhalten ist dadurch gekennzeichnet, dass die Zeitreihe um einen konstanten Mittelwert schwankt –

dies bezeichnet man als „mean reverting“ – und eine konstante Varianz aufweist.

Stochastischer Trend

Betrachten wir nun zwei weitere Zeitreihen, einen sogenannten „random walk“ und einen „random walk mit drift“.

Sei wiederum X_t die interessierende Zeitreihe, dann ist ein random walk durch

$$(3) X_t = X_{t-1} + v_t$$

und ein random walk mit drift durch

$$(4) X_t = c + X_{t-1} + w_t$$

definiert, wobei v und w jeweils reine Zufallsprozesse mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz bezeichnen. Diese beiden datenerzeugenden Prozesse unterscheiden sich auf den ersten Blick nur dadurch, dass bei einem random walk mit drift zusätzlich noch eine Konstante c enthalten ist. Diese Konstante jedoch impliziert ein gänzlich anderes Verlaufsmuster als bei einem einfachen random walk. Beide Zeitreihen werden wiederum künstlich erzeugt und in der Abbildung 1 dargestellt. Der random walk schwankt um einen konstanten Mittelwert (mean reverting), wohingegen der random walk mit drift ein deutliches Trendverhalten aufweist.

Schreibt man Gleichung (3) in einer etwas anderen Form,

$$(3a) \Delta X_t = X_t - X_{t-1} = v_t$$

dann zeigt Gleichung (3a), dass die Veränderung der Zeitreihe vom Zeitpunkt $t-1$ zu t rein zufällig, also nicht prognostizierbar ist. Oder anders ausgedrückt: die beste Prognose für X_t ist der letzte realisierte Wert, also X_{t-1} .

Rein formal betrachtet stellt Gleichung (3) eine (homogene) Differenzgleichung 1. Ordnung dar, wobei implizit vor X_{t-1} ein Koeffizient mit dem Wert 1 steht. Schreibt man Gleichung (3) allgemeiner als

$$(5) X_t = gX_{t-1} + v_t,$$

dann hängt die Stabilität der Gleichung

OLS-Schätzungen für ausgewählte Modelle

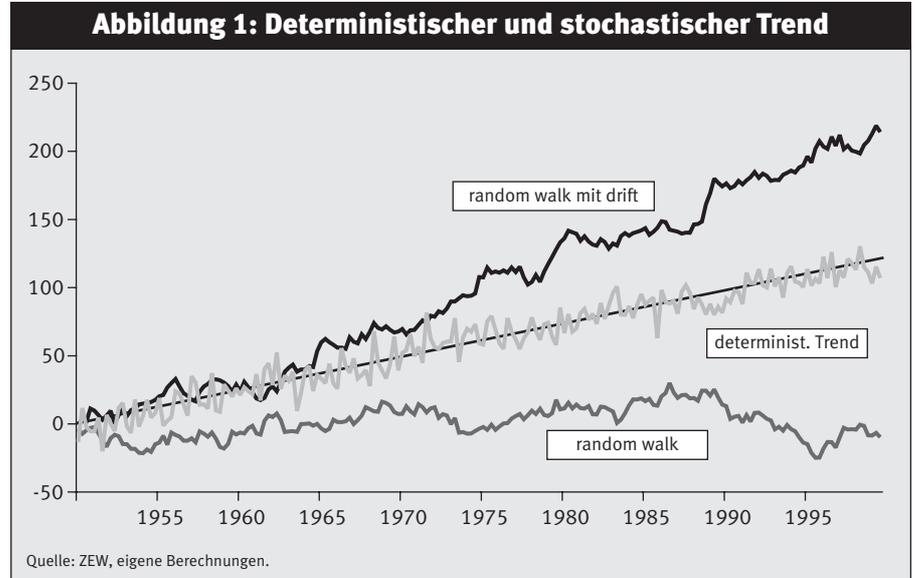
| | Lineares Trendmodell | Lineares Trendmodell | Random walk mit drift | Random walk mit drift |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Konstante | 98.93 (72.87) | 13.06 (3.09) | 1.073 (1.97) | -13.294 (10.80) |
| Linearer Trend | 0.606 (51.89) | | | 1.116 (105.36) |
| X_{t-1} | | 0.922 (35.70) | 1.000 (217.76) | |
| Bestimmtheitsmaß R^2 | 0.931 | 0.865 | 0.996 | 0.982 |
| Durbin-Watson-Statistik | 2.049 | 2.912 | 2.187 | 0.237 |
| (empirische t-Werte in Klammern) | | | | |

vom Wert ab, den g annimmt. Werte (absolut) kleiner als eins stellen einen stabilen Prozess dar, d.h. der Prozess konvergiert gegen einen festen Wert, hier gegen Null. Ist hingegen g (betragsmäßig) größer als eins, dann weist der Prozess ein explosives Verhalten auf, d.h. die Reihe wächst/fällt im Zeitverlauf über alle Grenzen.

Bei einem Wert von $g = |1|$ findet der Übergang von einem stabilen/stationären in einen instabilen/nicht stationären Prozess statt. Betrachten wir $g=1$. In diesem Fall sagt man, dass der Prozess X_t eine Einheitswurzel besitzt. Die mathematische Bedeutung soll hier nicht thematisiert werden. Man bezeichnet solche Prozesse als $I(1)$ -Prozesse, d.h. als Prozesse, die integriert von der Ordnung 1 sind. Die praktische Konsequenz eines solchen Prozesses ist, dass er durch eine einfache Differenzenbildung, so wie in Gleichung (3a) dargestellt, in einen stationären Prozess transformiert werden kann. Stationäre Prozesse werden durch $I(0)$ gekennzeichnet. Da sie bereits stationär sind, bedarf es keiner Differenzenbildung, um sie in einen stationären Prozess zu transformieren, deshalb die Null. Muss andererseits ein Prozess zweimal differenziert werden, um zu einer stationären Zeitreihe zu gelangen, dann nennt man diese Zeitreihe integriert der Ordnung zwei, formal: $I(2)$.

Einige formale Eigenschaften von random walk-Prozessen

Schätzt man den Trend in dem linearen Trendmodell und subtrahiert die Schätzwerte von den ursprünglichen Beobachtungen, dann erhält man die trendbereinigte Reihe. Diese Reihe ist mittelwert- und varianzstationär. Anders verhält es sich mit einem random walk Prozess. Ein einfacher random walk hat einen konstanten Erwartungs-/Mittelwert, ist also „mean-reverting“, aber die Varianz des Prozesses wächst im Zeitverlauf über alle Grenzen. Mithin ist ein random walk nicht varianzstationär und somit nicht stationär. Ein random walk mit drift hingegen ist weder mittelwert- noch varianzstationär und somit ebenfalls nicht stationär. Hieraus folgt, dass insbesondere das lineare Trendmodell (deterministischer Trend) einer völlig anderen Gesetzmäßigkeit folgt als der random walk mit drift (stochastischer Trend). Um die statistischen Eigenschaften eines inter-



essierenden Prozesses adäquat erfassen können, ist diesem Tatbestand Rechnung zu tragen.

Was zeigen Regressions-ergebnisse an?

Da im vorliegenden Fall die Bildungsgesetze der drei Zeitreihen bekannt sind, bietet es sich an, die Ergebnisse einiger „Test-Regressionen“ zu zeigen. Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse von Kleinst-Quadrate-Schätzungen, wenn einerseits die korrekten Spezifikationen und andererseits Fehlspezifikationen modelliert werden. Vier Fälle werden betrachtet: zuerst wird das lineare Trendmodell korrekterweise mit einem linearen Trend geschätzt, daran anschließend als random walk Modell. Die Fälle drei und vier verwenden diese Spezifikationen für den random walk mit drift.

Zur Abschätzung der Qualität der Schätzung betrachten wir das Bestimmtheitsmaß und die Durbin-Watson-Statistik. Das Bestimmtheitsmaß zeigt uns, wie viel Prozent der Varianz in der zu erklärenden Variablen durch das Modell erklärt wird. Die Durbin-Watson-Statistik überprüft, ob die Residuen der Regression einen reinen Zufallsprozess folgen. Ist dies der Fall, dann zeigt sie einen Wert von etwa 2 an. Ist hingegen davon auszugehen, dass die Residuen zeitlich von einander abhängen, also autokorreliert sind, dann nimmt im Falle positiver (negativer) Autokorrelation die Durbin-Watson-Statistik Werte nahe bei 1 (4) an.

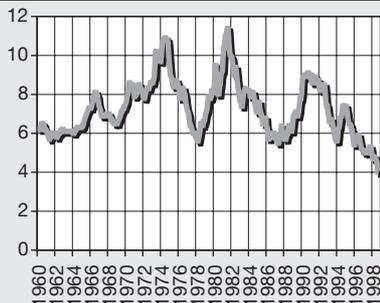
Die Ergebnisse aus der Tabelle 1 zeigen eindrucksvoll, dass im linearen Trendmodell bei korrekter Spezifikation

sowohl die den Prozess erzeugenden Koeffizienten geschätzt werden als auch die Durbin-Watson-Statistik einen Wert um zwei annimmt. Mithin kann vermutet werden, dass keine Fehlspezifikation vorliegt. Anders verhält es sich, wenn anstelle des linearen Trends der Wert der Vorperiode gewählt wird (Spalte 3). Zwar ist auch hier das Bestimmtheitsmaß sehr hoch, aber die Durbin-Watson-Statistik zeigt mit einem Wert von nahe drei an, dass eine Fehlspezifikation vorliegen kann. Zumindest aber sind die Residuen der Regression hoch negativ miteinander korreliert. Beim random walk mit drift zeigt sich ein vergleichbares Muster. Hier fällt insbesondere auf, dass – jenseits des hohen R^2 – die Annahme, dass ein deterministischer Trend anstelle eines stochastischen Trends vorliegt, zu einer deutlichen Fehlspezifikation führt (letzte Spalte), wie die Durbin-Watson-Statistik anzeigt. So klar müssen die Ergebnisse in der praktischen Anwendung jedoch nicht immer ausfallen, so dass solche Regressionen bestenfalls einen ersten Anhaltspunkt dafür bieten können, welcher Trend in den Reihen vorhanden sein könnte. Auf der sichereren Seite befindet man sich, wenn man formale Tests durchführt.

Tests auf eine Einheitswurzel

Solche Testverfahren laufen unter der Rubrik „Einheitswurzel-Tests“ oder „unit root tests“. Der bekannteste (und am häufigsten verwendete) Test ist der „augmented Dickey-Fuller-Test“, kurz ADF-Test genannt. Diese Tests sind einfach durchzuführen, besitzen aber, wie alle

Umlaufrendite



Quelle: Deutsche Bundesbank.

Einheitswurzel-Tests, nur asymptotisch Gültigkeit, also für lange Zeitreihen.

Sei X_t die zu untersuchende Zeitreihe, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ die erste Differenz der Zeitreihe, et ein normalverteilter Zufallsprozess mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz sowie ρ , b , const und α_i zu schätzende Koeffizienten, dann lautet die Gleichung für den ADF-Test:

$$\Delta X_t = \text{const} + (\rho-1)X_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta X_{t-i} + b \text{Trend} + e_t.$$

Der Begriff „augmented“, also erweitert, bezieht sich hierbei auf die Erweiterung der Testgleichung um die Terme $\sum \alpha_i \Delta X_{t-i}$, die im Gegensatz zum einfachen Dickey-Fuller-Test sicherstellen, dass die Residuen der Testgleichung

weißes Rauschen sind, also einem reinen Zufallsprozess folgen. Die entscheidende Größe für den Test ist nun $(\rho-1)$, wobei ρ den Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung bezeichnet.

Weist die Zeitreihe kein erkennbares Trendverhalten auf, dann verschwindet natürlich die Trendvariable in Gleichung (6). Ist a priori bekannt, dass die zu untersuchende Zeitreihe einen Erwartungswert von Null besitzt, so ist ebenfalls die Konstante (const) zu eliminieren, andernfalls sollte sie in der Regression auftreten.

Der ADF-Test prüft nun, ob $(\rho-1)$ im statistischen Sinne signifikant ist. Beschränken wir uns auf den Fall positiver Autokorrelation, dann kann ρ nur positive Werte annehmen. Ist $\rho = 0$, d.h. es liegt keine positive Autokorrelation vor, dann erwarten wir einen Schätzwert, der in der Nähe von -1 liegt. Dies entspricht einem Wert von 2 für die Durbin-Watson-Statistik. Ist hingegen $\rho = 1$, perfekte positive Autokorrelation erster Ordnung, dann liegt der geschätzte Koeffizient dicht bei Null. Für die Durbin-Watson-Statistik heißt dies, dass sie den Wert 0 annimmt. Daraus folgt dann sofort, dass die Residuen nicht stationär sind, also eine Ein-

heitswurzel aufweisen. Im Regelfall erwarten wir Schätzwerte für den Koeffizienten, die zwischen -1 und 0 liegen. Ein t-Test liefert dann Aufschluss über die Signifikanz des geschätzten Koeffizienten. Allerdings darf nicht der übliche, sondern es muss ein modifizierter t-Test verwendet werden. Zu kleine empirische t-Werte zeigen an, dass ρ dicht bei 1 liegt und somit eine Einheitswurzel (Nichtstationarität) in der Zeitreihe nicht verworfen werden kann. Empirische t-Werte, die numerisch kleiner als die kritischen Werte sind, führen zu der Entscheidung, dass die untersuchte Zeitreihe stationär ist, also keine Einheitswurzel aufweist.

Beginnt man den Test mit Niveaudaten und wird die Annahme der Stationarität verworfen, dann ist die Zeitreihe zumindest integriert von der Ordnung 1, also $I(1)$. Danach führt man den Test wiederum durch, diesmal jedoch in den ersten Differenzen. Wird auch hier die Stationarität verworfen, dann ist der Prozess mindestens $I(2)$. Kann hingegen die Stationaritätsannahme nicht abgelehnt werden, dann reicht eine einfache Differenzbildung der Ausgangsreihe, um die Zeitreihe in eine stationäre Reihe zu transformieren.

Erläuterungen zum ADF-Test

Um ADF-Tests durchzuführen, muss sich der Anwender über ein Problem vorab Klarheit verschaffen: Soll die Testgleichung ohne Konstante, mit einer Konstanten oder mit einer Konstanten und linearem (deterministischem) Trend geschätzt werden.

In seiner einfachsten Form kann der Dickey-Fuller-Test mit Hilfe von

$$(7) \quad y_t = \rho_a y_{t-1} + u_t \quad \text{bzw.} \quad \Delta y_t = (\rho_a - 1)y_{t-1} + u_t \quad \text{mit } u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$$

durchgeführt werden, wobei der Störterm u_t unabhängig und identisch verteilt ist mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz σ^2 . Die Testhypothese lautet:

$$H_0: \rho_a = 1 \quad \text{gegen} \quad H_1: \rho_a < 1$$

Wird Gleichung (7) zum Test auf eine Einheitswurzel verwendet, dann wird implizit unterstellt, dass der zugrunde liegende datenerzeugende Prozess ein einfacher $AR(1)$ -Prozess mit Erwartungswert Null ist und zusätzlich keine deterministischen Komponenten enthält. Weiterhin muss angenommen werden, dass der Startwert y_0 ebenfalls Null ist. Besitzt die Zeitreihe einen bekannten, von Null verschiedenen Mittelwert, so kann dieser vorab von den Beobachtungen subtrahiert werden, und Gleichung (7) ist weiterhin die korrekte Testgleichung. Da in der Praxis der Erwartungswert einer Zeitreihe nicht bekannt ist, empfiehlt es sich, Gleichung (7) mit einer Konstanten zu schätzen:

$$(8) \quad \Delta y_t = \mu_b + (\rho_b - 1)y_{t-1} + u_t \quad \text{mit } u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2) \quad \text{und } \mu_b \text{ eine Konstante.}$$

Der wichtige Punkt hier ist, dass der datenerzeugende Prozess weiterhin korrekt durch Gleichung (7) beschrieben, aber Gleichung (8) zum Test verwendet wird. Ist hingegen der wahre datenerzeugende Prozess durch (8) gegeben, dann kann diese Gleichung nicht zu einem Test auf eine Einheitswurzel verwendet werden. Der Grund ist, dass Gleichung (8) nicht die Hypothese und die Gegenhypothese zugleich einschließt. Entspricht Gleichung (8) dem datenerzeugenden Prozess, dann muss die Testgleichung

$$(9) \quad \Delta y_t = \mu_c + \alpha_c t + (\rho_c - 1)y_{t-1} + u_t \quad \text{mit } u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$$

verwendet werden.

Ein praktisches Beispiel

Für ein praktisches Beispiel wird die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere auf Monatsbasis für den Zeitraum von 60.01 bis 1998.12 genommen. Die Rendite weist kein trendhaftes Verhalten auf und schwankt um einen von Null verschiedenen Mittelwert. Ein Test auf eine Einheitswurzel in der Umlaufrendite sollte somit keinen linearen Trend, jedoch eine Konstante enthalten. Für die Bestimmung der Summenterme wurde mit fünf begonnen und schrittweise reduziert. Es zeigte sich, dass drei Lags erforderlich waren, damit die Residuen weißes Rauschen sind.

Der ADF-Test in den Niveaudaten ergibt einen t-Wert von -1.854 . Auf allen üblichen Signifikanzniveaus kann die Hypothese, dass die Umlaufrendite nicht-stationär ist, nicht verworfen werden. Der nächste Test in ersten Differenzen mit einem Lag weist einen empirischen t-Wert von -12.97 aus. Somit sind die ersten Differenzen zu allen üblichen Testniveaus als stationär zu betrachten. Für die Ausgangsreihe heißt dies, dass sie $I(1)$ ist. ◀

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

Inflation in der EWU: Irland schert aus

In den Jahren vor Beginn der Europäischen Währungsunion waren bei den Beitrittskandidaten Disinflation und eine Angleichung der Inflationsraten zur Erfüllung der Maastrichter Kriterien zu beobachten. Inzwischen weicht insbesondere Irland sehr deutlich von den Inflationsraten der anderen Mitgliedsstaaten ab.

■ In den letzten Monaten hat sich die Inflation in Irland beschleunigt. Die Inflationsrate betrug im August 6,2 v.H., den höchsten Wert seit 1985. Die irische Zentralbank erwartet in diesem Jahr eine jährliche Inflationsrate von 4,75 v.H., die Regierung rechnet sogar mit 5,25 v.H. Im Vergleich mit den Inflationsprognosen in anderen Staaten der EWU hebt sich Irland damit deutlich ab (vgl. Tabelle).

Um die Höhe der Inflationsdifferenzen beurteilen zu können, wurde die Streuung der Inflationsraten innerhalb der EWU mit derjenigen in den schon länger bestehenden Währungsgebieten USA und Westdeutschland verglichen. Dazu wurden mit Hilfe von Jahresdaten die Standardabweichungen über alle drei Währungsgebiete berechnet.

Wie der Vergleich in der obigen Grafik zeigt, gab es in den achtziger und neunziger Jahren eine Konvergenz der Preissteigerungsraten in Europa. Die Auswirkungen der beiden Ölpreisschocks sind klar erkennbar. In einem einheitlichen Währungsgebiet wie den USA und Deutschland dagegen streuten die Inflationsraten wesentlich geringer. Die EZB erwartet künftig eine solche geringe Streuung wie in den USA auch für die EWU. Sie behauptet, dass sich die Preisniveaus innerhalb der EWU künftig angleichen werden.

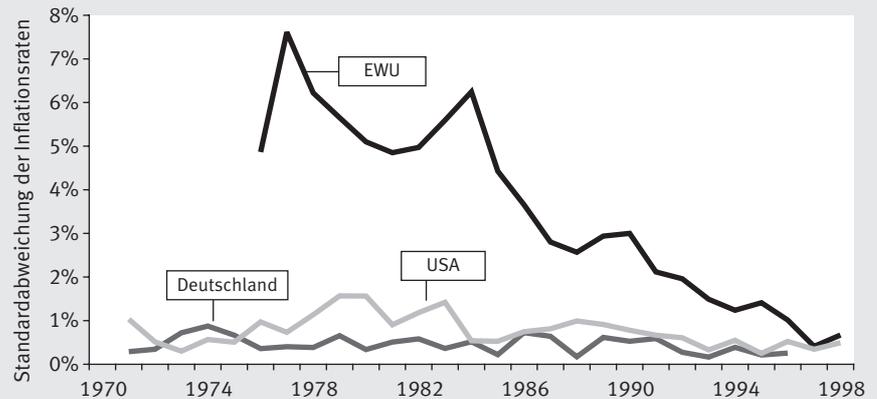
Die hohen Inflationsraten in Irland lassen sich hauptsächlich auf den außergewöhnlichen Boom zurückführen. Die Kerninflation wird von der irischen Zentralbank mit 4,25 v.H. ausgewiesen und

Inflationsprognosen 2000

| | |
|-------------|--------|
| Deutschland | 1,7 % |
| Frankreich | 1,8 % |
| Italien | 2,4 % |
| Spanien | 3,3 % |
| Niederlande | 2,4 % |
| Belgien | 2,1 % |
| Österreich | 2,0 % |
| Irland | 5,25 % |
| Finnland | 2,3 % |
| Portugal | 2,4 % |

Quelle: Nationale Forschungsinstitute und Banken

Streuung der Inflationsraten in der EWU, USA und Deutschland



Quelle: USA: Bureau of Labor Statistics für 10 der 12 Distrikte der Federal Reserve Bank; EWU: Sachverständigenrat; Deutschland: Statistisches Bundesamt für die alten Bundesländer (ohne Berlin).

auf die hohe Binnennachfrage, den Ölpreisschock und die Wechselkursschwäche des Euro zurückgeführt. Besonders auffällig ist der starke Anstieg der Preise im Dienstleistungssektor: Die Kerninflation für die Dienstleistungen erhöhte sich zuletzt um mehr als 7 v.H.

Eine Einschätzung der Situation erfolgt anhand der Balassa-Samuelson-Hypothese. Balassa und Samuelson heben den Zusammenhang zwischen Produktivität und Inflation hervor und unterscheiden zwischen gehandelten und nicht gehandelten Gütern: In wirtschaftlich weiter entwickelten Ländern sind die Preise für nicht gehandelte Güter höher, weil ein hoher Lebensstandard Ausdruck eines hohen Produktivitätsniveaus in dem Sektor ist, in dem gehandelte Güter hergestellt werden. Auf den Arbeitsmärkten ergibt sich daraus, dass in höher entwickelten Ländern die Löhne in der Wirtschaft insgesamt höher sind. Der Sektor, in dem nicht gehandelte Güter hergestellt werden, hat weniger Möglichkeiten zur Steigerung der Produktivität als der Sektor der gehandelten Güter, wie ein Vergleich zwischen der Leistung eines Friseurs und der Produktion eines PKW verdeutlicht. Ein allgemeiner Lohnanstieg aufgrund höherer Produktivität im Sektor der gehandelten Güter erhöht die Kosten für die Herstellung nicht gehandelter Güter und resultiert in höheren

relativen Preisen. Holt nun ein weniger entwickeltes Land gegenüber seinen Nachbarstaaten auf, so steigen die Kosten im Sektor der nicht gehandelten Güter stärker als in den anderen Staaten. Folglich steigt das Preisniveau im ärmeren Land schneller an. Da sich Irland in einem solchen Aufholprozess befindet, müssen die Preise für nicht gehandelte Güter (Dienstleistungen) schneller ansteigen und gegen die Niveaus in den weiter entwickelten Staaten konvergieren. Gemäß dieser Argumentation ist der derzeitige Anstieg der Preise in Irland bisher nicht als besorgniserregend einzustufen.

Des Weiteren ist zu berücksichtigen, dass der anhaltende Boom irischstämmiger Kapitalanleger aus dem Ausland anzieht, welche die Grundstückspreise in die Höhe treiben. Im letzten Quartal 1999 stiegen die Grundstückspreise um 16,6 v.H. Hier zeichnet sich allmählich ein Ende weiterer Preissteigerungen ab.

Auch wenn der konjunkturelle Aufschwung weiterhin ungebrochen ist und in diesem Jahr eine Zunahme des Bruttoinlandsprodukts von mehr als 9 v.H. erwartet wird, scheinen die hohen Inflationsraten eher temporärer Natur zu sein. Die Forderung an die EZB, nur wegen des irischen Preisanstiegs die Leitzinsen innerhalb der EWU zu erhöhen, ist derzeit ökonomisch nicht gerechtfertigt. ◀

Daniel Radowski, radowski@zew.de

Wirtschaftsentwicklung in Europa

Schweden: Preisniveaustabilität

Die Inlandsnachfrage entwickelt sich weiterhin lebhaft. Hinzu kommen kräftige Impulse aus dem Ausland. Die Stärke der Krone dämpft jedoch die Expansion der Ausfuhr zunehmend. Inflationsgefahren erwartet die Zentralbank erst auf längere Sicht. Im Verlauf des nächsten Jahres dürften die Leitzinsen auf 5 v.H. steigen.

■ Schweden erfüllt alle Konvergenzkriterien für die EWU außer dem Währungskriterium. Im Parlament findet sich inzwischen eine klare Mehrheit für eine Teilnahme, allerdings „erst später“, da die Unterstützung in der Bevölkerung noch unsicher ist, wohl erst recht nach dem negativen Votum in Dänemark.

Die im April vorgelegte Finanzplanung für die Jahre 2001 und 2002 setzt die in den letzten Jahren eingeschlagene Richtung der Finanzpolitik fort. Der Finanzplan sieht vor, dass der öffentliche Schuldenstand in diesem Jahr auf 57,6 v.H. des BIP und bis 2003 auf 47,4 v.H. – somit unter die Maastricht-Grenze von 60 v.H. – gedrückt wird. Zum Schuldenabbau trägt auch der Erlös aus Privatisierungen bei.

Aufgrund der reichlicher fließenden Einnahmen fällt der Überschuss im Staatshaushalt in 2000 höher aus als ursprünglich geplant. Die Regierung nutzt den dadurch entstehenden Spielraum für Steuersenkungen.

Vom privaten Konsum geht, wie schon im Vorjahr, der größte Beitrag für das Wachstum aus. Die Ausgabefreude der privaten Haushalte wird nicht nur von der günstigen Lage am Arbeitsmarkt, sondern auch durch Vermögenseffekte beflügelt. Nach einer Schätzung des Schwedischen Industrieverbands gehen etwa 15 bis 20 Prozent des Anstiegs des privaten Verbrauchs im Jahr 2000 auf den Vermögenseffekt von steigenden Immobilienpreisen und Aktienkursen zurück. Im kommenden Jahr dürfte sich nach Einschätzung der Zentralbank die Nachfrage nach langlebigen Konsumgütern abschwächen, da die

Erneuerung des Bestands dann weitgehend abgeschlossen sei.

In der Industrie haben sich die Produktionserwartungen in den letzten Monaten spürbar verbessert. Die Unternehmen dürften daher vermehrt neue Ausrüstungsgüter erwerben. Dafür sprechen auch die Einschätzungen der Industrie zu den Produktionshemmnissen. Immer mehr Firmen bezeichnen den Bestand an Maschinen und Anlagen als unzureichend für eine Ausdehnung der Produktion. Im Unternehmensbereich insgesamt wird die Investitionstätigkeit zudem von der günstigen Ertragslage unterstützt.

Export steigt weiterhin

Angesichts der Aufwärtsentwicklung der ausländischen Absatzmärkte für schwedische Waren dürfte die Ausfuhr im Jahr 2000 real um 9,5 Prozent wachsen. Die Aufwertung der Krone – gegenüber dem Euro um 12 v.H. zwischen dem 4. Quartal 1998 und Mai 2000 – hat sich zwar in der letzten Zeit nicht fortgesetzt, sie wirkt jedoch mit Verzögerung und dämpft den Anstieg der Exporte im Jahr 2001 etwas.

Schweden gehört zu den Ländern, die gemessen am HVPI derzeit die höchste Preisniveaustabilität in der EU haben. Im Juli betrug die Teuerungsrate 1,3 v.H. Die Zentralbank erwartet, dass die Inflationsrate auch in den nächsten zwei Jahren unter der geldpolitischen Zielgröße von 2 Prozent +/- 1 Prozentpunkt bleibt.

Dass die Inflationsrate trotz der boomenden Wirtschaft nicht höher ist, liegt

zum Teil an der Aufwertung der Krone gegenüber dem Euro. Der schwedische Industrieverband vermutet, dass auch die „New Economy“ eine Rolle spielt. Besonders der Einsatz der modernen Informationstechnologien sei für den schnelleren Zuwachs der Arbeitsproduktivität in den neunziger Jahren mit verantwortlich. Ein weiterer Faktor ist die Deregulierung. Unter Einbeziehung der sinkenden Telefongebühren und Strompreise kalkuliert die Zentralbank, dass die Inflationsrate aufgrund der Deregulierung im Jahr 2000 um 0,4 und im nächsten Jahr noch einmal um 0,1 Prozentpunkte niedriger ausfällt als ohne diese.

Während die Zentralbank in ihrer Prognose für die Jahre 2000/2001 noch keine Inflationsgefahren sieht, befürchtet sie, dass danach aber die zunehmenden Engpässe am schwedischen Arbeitsmarkt zu einem stärkeren Anziehen der Preise führen könnten. Immer mehr Branchen berichten schon jetzt über Schwierigkeiten, genügend hochqualifizierte Arbeitskräfte zu finden. In Zukunft werden daher die Tarifabschlüsse vermutlich nicht mehr so moderat bleiben wie bisher. Vorerst kann aber durch die Mobilisierung „stiller Reserven“ an Erwerbsfähigen ein übermäßiger Druck auf die Löhne vermieden werden. Um längerfristig ein Aufflammen der Inflation zu verhindern, dürfte die Zentralbank die Leitzinsen sukzessive erhöhen. Das Stockholmer Konjunkturinstitut rechnet mit einem Anstieg der Leitzinsen auf 5 v.H. im Jahr 2001. ◀

Barbara Knoth, knoth@zew.de