

# Methoden der Konjunkturprognose<sup>1</sup>

7

Wolfgang Nierhaus und Jan-Egbert Sturm<sup>2</sup>

Im Sommer und zum Jahresende veröffentlicht das ifo Institut seine detaillierten Konjunkturprognosen für die Bundesrepublik Deutschland. Im Frühjahr und im Herbst nimmt es an der Gemeinschaftsdiagnose der sechs führenden Wirtschaftsforschungsinstitute teil. Der folgende Beitrag beschreibt, welche makroökonomischen Aggregate prognostiziert werden und welche Methoden dabei angewandt werden. Im Einzelnen werden die ökonometrische Prognose, der Indikatoransatz und das iterativ-analytische Verfahren vorgestellt. Außerdem wird auf die besonderen Spezifika der ifo Konjunkturprognose eingegangen.

## Prognoseziel: Die Konjunktur

Mit Konjunkturprognosen soll auf gesamtwirtschaftlicher Ebene die zukünftige Wirtschaftsentwicklung abgeschätzt werden. Im Zentrum stehen Aussagen über Tempoänderungen und Wendepunkte von makroökonomischen Variablen im konjunkturellen Verlauf (Konjunkturzyklus). Als Konjunkturzyklus bezeichnet man die in marktwirtschaftlichen Systemen immer wieder auftretenden Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität, die bei allen Besonderheiten und ohne ausgeprägte Periodizität doch gewisse Regelmäßigkeiten aufweisen. Gemeinsames Charakteristikum aller Konjunkturzyklen ist, dass sie aus kumulativen Aufschwungs- bzw. Abschwungsphasen bestehen, wobei die einzelnen Phasen jeweils durch untere bzw. obere konjunkturelle Wendepunkte miteinander verbunden sind (vgl. Kasten 1), (vgl. Vosgerau 1978).

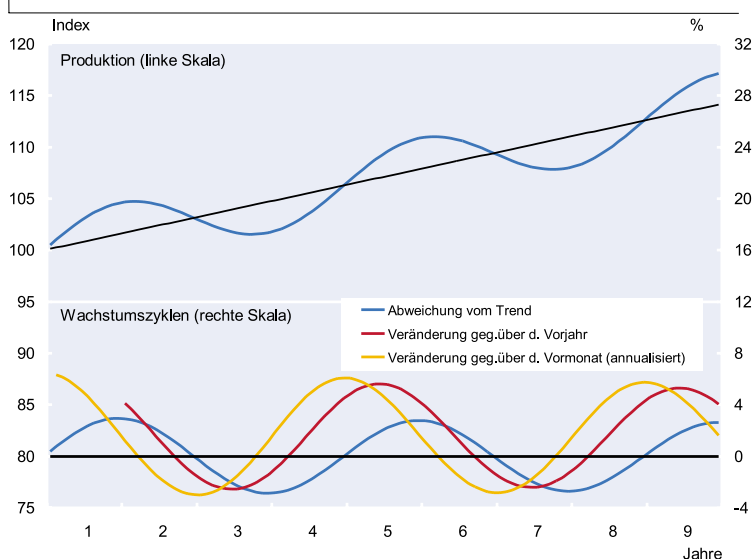
In Deutschland werden konjunkturelle Schwankungen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene an der Entwicklung der vierteljährlichen gesamtwirtschaftlichen Produktion festgemacht. Zentraler Maßstab hierfür ist das *reale Bruttoinlandsprodukt* (BIP). Das reale BIP (Produktion im Inland bewertet in konstanten Preisen eines Basisjahres) misst die Fertigung von Waren und Dienstleistungen – ohne Einrechnung von Vorleistungen – sowie ihre Verwendung unabhängig davon, in welchem Umfang inländische oder ausländische Wirtschaftseinheiten dazu beigetragen haben. Für die Wahl des realen BIP spricht, dass

Preissteigerungen üblicherweise nicht als Erhöhung der wirtschaftlichen Aktivität gewertet werden.

In der Prognosepraxis wird davon ausgegangen, dass sich die Zeitreihe des vierteljährlichen realen BIP in verschiedene Bewegungskomponenten zerlegen lässt (*Zeitreihenzerlegung*). Zu unterscheiden sind systematische Komponenten (wie Trendkomponente, Konjunkturkomponente, Saisonkomponente und Arbeitstagekomponente), die sich in ihrer zeitlichen Entwicklung durch regelmäßig wiederkehrende wirtschaftliche oder durch kalendarische Phänomene erklären lassen. Daneben gibt es die unsystematische Komponente (irregulärer Rest) (vgl. Goldrian 1996; Nierhaus 1999). Die Trendkomponente umfasst den langfristigen Entwicklungspfad der Zeitreihe des realen BIP, die Konjunkturkomponente die mittelfristige zyklische

Abb. 1

**Klassischer Konjunkturzyklus (als Beispiel: 4-Jahres-Sinusschwingung um einen linearen Trend) und Wachstumszyklen**



<sup>1</sup> Teile des Aufsatzes basieren auf einem im ifo Schnelldienst erschienenen Artikel aus dem Jahr 1998 (Nierhaus 1998).

<sup>2</sup> Unter Mitarbeit von Wolfgang Meister.

**Kasten 1: Konjunkturzyklen****a) Klassische Konjunkturzyklen**

Klassische Konjunkturzyklen (»classical business cycles«) sind Schwankungen in den absoluten Niveauwerten der saison- und kalenderbereinigten gesamtwirtschaftlichen Produktion (vgl. Naggl 1999, S. 55). Dabei werden Phasen mit zunehmender Produktion (Aufschwung) von Phasen mit rückläufiger Wirtschaftsleistung (Abschwung) unterschieden. Da die Produktion in nahezu allen Ländern im Trend zunimmt, dauern Aufschwungsphasen im Allgemeinen länger als Abschwungsphasen (vgl. Abb. 1).

**b) Wachstumszyklen**

Wachstumszyklen (»growth cycles«) sind definiert als Schwankungen in den Abweichungen der saison- und kalenderbereinigten Produktion von ihrem Trend. Obere Wendepunkte in Wachstumszyklen finden sich dort, wo die Produktion am weitesten über dem Trend liegt, untere Wendepunkte dort, wo die Produktion am weitesten unter dem Trend liegt. Abschwungsphasen von Wachstumszyklen umfassen nicht nur Phasen mit sinkender Produktionstätigkeit, sondern auch Phasen mit lediglich unterdurchschnittlich zunehmender Produktionstätigkeit, während klassische Zyklen nur absolute Rückgänge der Produktion beinhalten. Wachstumszyklen gibt es deshalb in vielen Industrieländern häufiger als klassische Zyklen, zudem sind Auf- und Abschwungsphasen von Wachstumszyklen etwa gleich lang.

Wendepunkte von Wachstumszyklen und Wendepunkte von klassischen Zyklen können zu unterschiedlichen Zeitpunkten auftreten. Dies liegt daran, dass Wendepunkte in klassischen Zyklen dort zu finden sind, wo die Veränderungsrate der saison- und kalenderbereinigten Produktion (gegenüber der Vorperiode) null beträgt, während Wendepunkte der trendbereinigten Produktion grosso modo dadurch gekennzeichnet sind, dass dort die Veränderungsrate der saison- und kalenderbereinigten Produktion gleich der Trendwachstumsrate ist. Im idealtypischen Fall einer Sinusschwingung um einen linear steigenden Trend liegen die oberen Wendepunkte von Wachstumszyklen vor den oberen Wendepunkten von klassischen Zyklen, während die unteren Wendepunkte von Wachstumszyklen den Wendepunkten von klassischen Zyklen nachlaufen (vgl. Abb. 1). Auch in der Realität zeigen sich die oberen Wendepunkte von Wachstumszyklen normalerweise vor den oberen Wendepunkten von klassischen Zyklen, während untere Wendepunkte keinen eindeutigen Zusammenhang erkennen lassen. Oftmals wird der Trendwert der gesamtwirtschaftlichen Produktion auch als nichtstrukturelle Schätzung des »potential output« interpretiert, die Abweichung vom Trend als »output gap«.

Alternativ können Wachstumszyklen auch als Zyklen von Veränderungsraten (gegenüber der Vorperiode oder aber dem vergleichbaren Vorjahreszeitraum) aufgefasst werden. Dabei ist allerdings zu beachten, dass die Wendepunkte von Wachstumsratenzyklen einen deutlichen Vorlauf vor den Wendepunkten der trendbereinigten Produktion haben.

Bewegung. Da die Trennung zwischen der Trend- und der Konjunkturkomponente letztlich nur subjektiv erfolgen kann, weil die Länge des Konjunkturzyklus schwankt, werden beide Komponenten vielfach auch zur sog. glatten Komponente zusammengefasst. Die kurzfristige saisonale Komponente spiegelt die innerhalb eines Jahres regelmäßig wiederkehrenden Veränderungen der BIP-Zeitreihe wider. Die Arbeitstagekomponente erfasst kurzfristige Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen (z. B. Schalttage, bewegliche Feiertage, spezielle Feiertagsregelungen oder divergierende Wochentagsstrukturen im Monat). Diese bewirken eine unterschiedliche Zahl von Arbeitstagen pro Periode, was Auswirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Produktion haben kann. Die Restkomponente berücksichtigt schließlich verbleibende unsystematische Einflüsse auf das reale BIP. Zu diesen zählen einerseits zufällige Störungen des Wirtschaftsgeschehens, andererseits aber auch erklärbare Sonderfaktoren wie Auswirkungen von Streiks, saisonunüblicher Witterung oder kurzfristige Reaktionen der Marktakteure auf wirtschaftspolitische Maßnahmen (vgl. Deutsche Bundesbank 1987, S. 31).

Da die einzelnen Bewegungskomponenten des realen BIP empirisch nicht beobachtbar sind, müssen sie durch spezielle statistische Verfahren (*Saisonbereinigung, Trendbereinigung, Kalenderbereinigung*) geschätzt werden. Aufgrund verschiedener Ansätze kann es in der Rechenpraxis zu unterschiedlichen Ergebnissen insbesondere am aktuellen Rand kommen, was insofern misslich ist, als die Treffsicherheit einer Prognose naturgemäß davon abhängt, wie gut die aktuelle konjunkturrelevante Bewegung der gesamtwirtschaftlichen Produktion approximiert wird. Für die Messung der konjunkturellen Dynamik des realen BIP werden normalerweise Veränderungsraten verwendet (vgl. Kasten 2). Dabei können sinnvollerweise alle Reihenwerte auf den entsprechenden Wert des Vorjahres bezogen werden oder – sofern die Zeitreihe in saison- und kalenderbereinigter Form vorliegt – auch auf den Wert der jeweiligen Vorperiode.

**Was wird prognostiziert?**

In der Rechenpraxis der großen Prognoseinstitutionen wird das reale Bruttoinlandsprodukt in aller Regel nicht aus ei-

nem eindimensionalen Schätzansatz gewonnen. In Deutschland wird z.B. das reale BIP gemäß den ökonomischen Haupttätigkeiten, die im Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 1995) ausgewiesen werden, disaggregiert geschätzt nach

- der *Entstehung* in den großen Wirtschaftsbereichen (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei, Produzierendes Gewerbe ohne Baugewerbe, Baugewerbe, Handel, Gastgewerbe und Verkehr, Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister sowie öffentliche und private Dienstleister)<sup>5</sup>,
- nach der *Verwendung* für den (privaten und öffentlichen) Konsum bzw. für Investitionen (Ausrüstungen, Bauten und Vorratsveränderungen einschließlich Nettozugang an Wertsachen) unter Berücksichtigung der Außenhandelsbeziehungen (Exporte abzüglich Importe von Waren und Dienstleistungen).

Normalerweise liefern die beiden Ansätze unterschiedliche Ergebnisse für das reale Bruttoinlandsprodukt. In Deutschland ist die Entstehungsseite des BIP am »aktuellen Rand«<sup>6</sup> wirtschaftsstatistisch besser fundiert. Auf eine finale Abschätzung des BIP über die Verwendungsseite wird deshalb bei Kurz-

fristprognosen üblicherweise verzichtet. Ansonsten erfolgt der notwendige Abgleich beider BIP-Seiten in aller Regel da-

**Kasten 2: Veränderungsraten**

Die Veränderung der Werte einer Zeitreihe  $y_t$  lässt sich auf unterschiedliche Art darstellen (Nierhaus 1999). Soll die aktuelle Veränderung gegenüber der *Vorperiode* im Mittelpunkt stehen, dann wird die *laufende bzw. konjunkturelle Rate* herangezogen. Dieses Verfahren wendet man sinnvollerweise nur für Zeitreihen in saison- und kalenderbereinigter Form an. Die laufende *diskrete* Veränderungsrate  $\Delta y_t$  (in Prozent) ist gegeben durch den Ausdruck:

$$(2.1) \quad \Delta y_t = 100 \times \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right) - 100$$

Oftmals werden saison- und kalenderbereinigte Zeitreihen in logarithmischer Form aufbereitet. Dann kann die laufende *stetige* Veränderungsrate  $\Delta y_t$  (in Prozent) durch die erste Differenz der (natürlichen) Logarithmen dargestellt werden<sup>3</sup>:

$$(2.2) \quad \Delta y_t = 100 \times (\ln y_t - \ln y_{t-1})$$

Soll die Veränderung der Zeitreihe gegenüber dem *Vorjahr* betrachtet werden (oder liegen die Daten nicht in saison- und kalenderbereinigter Form vor<sup>4</sup>, so wird die Veränderungsrate auf den vergleichbaren Vorjahreszeitraum bezogen:

$$(2.3) \quad \Delta y_t = 100 \times \left( \frac{y_t}{y_{t-m}} \right) - 100$$

oder

$$(2.4) \quad \Delta y_t = 100 \times (\ln y_t - \ln y_{t-m})$$

wobei  $m$  die Gesamtzahl der Perioden pro Jahr darstellt.

Oftmals sollen Vergleiche direkt auf Jahresbasis angestellt werden. Die Umrechnung in laufende Jahresraten ermöglicht einen direkten Vergleich von unterjährigigen Veränderungsdaten. Die Formeln für die *laufende Jahresrate*  $\Delta y_t^{an}$  einer saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe  $y_t$  lauten:

$$(2.5) \quad \Delta y_t^{an} = 100 \times \left( \frac{y_t}{y_{t-n}} \right)^{\left( \frac{m}{n} \right)} - 100$$

oder

$$(2.6) \quad \Delta y_t^{an} = 100 \times \frac{m}{n} \times (\ln y_t - \ln y_{t-n})$$

wobei  $n$  ( $1 \leq n$ ) die Zahl der betrachteten Teilperioden darstellt. Im Fall  $m = n$  spricht man auch von *Jahresverlaufsrate*. Schließlich lässt sich auch die durchschnittliche Veränderung (pro Periode) über einen bestimmten Zeitraum (z.B.  $n$  Perioden) berechnen. Die Formeln für die *durchschnittliche Veränderungsrate*  $\Delta y_t^{av}$  lauten:

$$(2.7) \quad \Delta y_t^{av} = 100 \times \left( \frac{y_t}{y_{t-n}} \right)^{\left( \frac{1}{n} \right)} - 100$$

oder

$$(2.8) \quad \Delta y_t^{av} = \frac{100}{n} \times (\ln y_t - \ln y_{t-n})$$

<sup>3</sup> Der Vorteil von stetigen Veränderungsdaten liegt zum einen darin, dass der Rechengang insbesondere bei Verknüpfungen von Variablen einfacher ist, zum anderen sind stetige Veränderungsdaten symmetrisch. Steigt der Wert einer Zeitreihe beispielsweise in der ersten Periode von 100 auf 110 und sinkt in der nächsten Periode wieder auf 100, so ergibt die diskrete Veränderungsrate einen Anstieg um 10,00% in der ersten und einen Rückgang um (nur noch) 9,09% in der zweiten Periode, während die stetigen Veränderungsdaten in den beiden Zeiträumen mit  $\pm 9,53\%$  vom Betrag her gleich groß sind.

<sup>4</sup> Der Vorjahresvergleich kann als rudimentäre Saisonbereinigungsmethode aufgefasst werden. Bei Veränderungsdaten gegenüber dem Vorjahr fallen saisonale Einflüsse quasi »automatisch« heraus, sofern sie von Jahr zu Jahr annähernd konstant bleiben. Bei Vorjahresvergleichen von Quartals- und Monatswerten aus Zeitreihen mit starkem Kalendereinfluss sollte noch eine ergänzende Kalenderbereinigung der Ursprungswerte vorgenommen werden.

<sup>5</sup> In einer hierzu parallel durchgeführten zweiten Entstehungsrechnung wird das reale BIP aus einer Schätzung der Arbeitsproduktivität (pro Stunde) und des geleisteten Arbeitsvolumens (Produkt aus der Zahl der jährlich zur Verfügung stehenden Arbeitstage, der Zahl der je Arbeitstag geleisteten Arbeitsstunden und der Erwerbstätigenzahl) abgeleitet.

<sup>6</sup> Zeitraum, der kalendärisch ganz oder zumindest teilweise bereits abgelaufen ist, für den aber noch kein oder nur unvollständiges Datenmaterial vorliegt.

durch, dass Komponenten der Entstehungs- bzw. Verwendungsseite, die statistisch nicht sonderlich gut abgesichert sind oder bei denen sich kleinere Bewegungen der absoluten Werte aufgrund ihres Volumens nur minimal in der Veränderungsrate niederschlagen, entsprechend korrigiert werden, wobei die so gewonnenen Schätzungen hinsichtlich ihrer ökonomischen Konsistenz selbstverständlich überprüft werden müssen. Jede Prognose des realen Bruttoinlandsprodukts und seiner Entstehungs- und Verwendungskomponenten wird normalerweise ergänzt durch eine Schätzung

- der Preisindizes der Verwendungskomponenten des BIP, woraus sich die *nominale* Verwendungsseite ergibt sowie – unter Hinzunahme ergänzender Berechnungen – die *Verteilung* des BIP (im Inland entstandene Arbeitseinkommen, Betriebsüberschüsse, Selbständigen- und Vermögenseinkommen unter Hinzurechnung der Abschreibungen sowie der Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen),
- der wichtigsten Arbeitsmarktdaten (Erwerbstätige, Selbständige, beschäftigte Arbeitnehmer, Arbeitslose, Erwerbspersonenpotential und Stille Reserve),
- der staatlichen Einnahmen (Steuern, Sozialbeiträge, Vermögenseinkommen, Verkäufe usw.), der Ausgaben (Vorleistungen, Arbeitnehmerentgelte, monetäre Sozialleistungen, Bruttoinvestitionen usw.) und des Finanzierungssaldos.

### Wie wird prognostiziert?

Für die Konjunkturprognose stehen heute mehrere Verfahren zur Verfügung, die auf unterschiedlichen statistischen und theoretischen Voraussetzungen beruhen: Der Indikatoransatz, die iterativ-analytische Methode und die ökonomische Prognose. Es handelt sich hierbei nicht um einander ausschließende Ansätze, sondern um Methoden, die in der Rechenpraxis miteinander kombiniert werden können, so dass ihre jeweiligen Vorteile gemeinsam nutzbar sind.

Der Indikatoransatz wird primär für Kurzfristprognosen mit einem Zeithorizont von bis zu maximal neun Monaten herangezogen. Das Konzept nützt den systematischen Gleich- bzw. Vorlauf von monatlichen Indikatoren aus Konjunkturumfragen (wie dem ifo Konjunkturtest) bzw. aus der amtlichen Statistik gegenüber zu prognostizierenden Referenzreihen aus. Indikatoransätze werden auch für die Schätzung von Werten aus zurückliegenden Perioden verwendet, sofern es für diese noch keine amtlichen Angaben gibt.

Das iterativ-analytische Verfahren (VGR-Methode) wird für den klassischen Prognosezeitraum von ein bis zwei Jahren benützt. Die Methode stützt sich in besonderem Maße auf die Prognosen einzelner Experten. Die Konsistenz der Einzelschätzungen wird iterativ, d.h. in einem mehrstufigen, sich

wiederholenden Rechenprozess im System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) sichergestellt. Dabei stehen gleichberechtigt formale wirtschaftsstatistische Verfahren neben nichtformalisierten Ansätzen, die auf der persönlichen Kenntnis über das Wirtschaftsgeschehen beruhen (intuitive Prognoseverfahren). Der besondere Vorteil der Methode besteht darin, dass alle verfügbaren qualitativen wie quantitativen Informationen in die Prognose eingebaut werden können. Das iterativ-analytische Verfahren ist daher sehr flexibel bei der Berücksichtigung von wirtschaftlichen Ereignissen, die in dieser Form oder in dieser Stärke in der Vergangenheit noch nicht eingetreten waren (exogene Schocks).

Die ökonomische Prognose baut auf der Regressionsanalyse von Zeitreihen aus der Wirtschaftsstatistik auf. Mit großen *Strukturmodellen* wird bevorzugt die mittelfristige Wirtschaftsentwicklung abgeschätzt. Außerdem lässt sich der Einfluss unterschiedlicher – im Modell exogen gesetzter – Parameter (z.B. Steuer- und Zinssätze) auf die endogenen Modellvariablen (Bruttoinlandsprodukt, Preise usw.) abschätzen. Neben Strukturmodellen werden auch *zeitreihenanalytische* Verfahren eingesetzt, die Prognosewerte ohne größere Rückgriffe auf explizite ökonomische Zusammenhänge hauptsächlich aus der Entwicklung der eigenen Vergangenheit erklären. Autoregressive Schätzmethoden lassen sich in Konkurrenz zu Indikatoransätzen gut für Kurzfristprognosen nutzen.<sup>7</sup>

### Die ökonomische Prognose

Die ökonomische Prognose baut auf der Regressionsanalyse auf. In der heutigen Praxis kommt dem Einsatz von ökonomischen Strukturmodellen und autoregressiven Schätzansätzen besondere Bedeutung zu. Bei allen ökonomischen Verfahren wird zunächst der durchschnittliche Zusammenhang zwischen den zu prognostizierenden Variablen und ihren Erklärungsvariablen (Regressoren) für die Vergangenheit geschätzt. Die eigentliche Prognose erfolgt mit Hilfe der ermittelten Regressionsbeziehung, sofern genügend Werte für die erklärenden Variablen im Prognosezeitraum zur Verfügung stehen. In autoregressiven Schätzansätzen werden alle Variable allein mit Hilfe ihrer vergangenen Werte prognostiziert, während Strukturmodelle immer auch Variable enthalten, die nicht durch das Modell erklärt werden und deshalb zusätzlich geschätzt werden müssen (exogene Variable).

Strukturmodelle fassen die wichtigsten Beziehungen zwischen den modellbestimmten (= endogenen) Variablen und

<sup>7</sup> Daneben gibt es freilich noch eine Anzahl anderer statistischer Prognoseverfahren (neuronale Netze, chaostheoretische Ansätze usw.), die sich allerdings zum Teil noch im Entwicklungsstadium befinden und deshalb noch nicht in nennenswertem Umfang in die praktische Prognosearbeit Eingang gefunden haben.

den exogenen Variablen in einem System von Verhaltens- und Definitionsgleichungen zusammen.

- *Verhaltensgleichungen* bilden die theoretisch angenommenen Reaktionsmuster der Wirtschaftssubjekte ab, die nach den Sektoren der VGR zusammengefasst werden (private Haushalte, Unternehmen, staatlicher Sektor, Ausland). Dabei wird davon ausgegangen, dass alle Gleichungen, die ökonomisches Verhalten widerspiegeln, durch Zufallseinflüsse gestört werden können.<sup>8</sup>
- *Definitionsgleichungen* sichern die Konsistenz des ökonomischen Modells. Sie bilden die wichtigsten Konten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung in Gleichungsform ab (*Ex-post-Identitäten*), vielfach können sie auch als *Ex-ante-Markträumungsbedingungen* (*Gleichgewichtsbedingungen*) interpretiert werden. Da Definitionsgleichungen immer erfüllt sind, enthalten sie keine Zufallseinflüsse (vgl. Kasten 3).

In gesamtwirtschaftlichen Strukturmodellen zählen zu den modellbestimmten Variablen, die durch Verhaltensgleichungen erklärt werden, die Verwendungskomponenten privater bzw. öffentlicher Konsum (*C*), Bruttoinvestitionen (*I*), Exporte (*X*) und Importe (*M*). Zu den exogenen Variablen gehören in der Regel das Welthandelsvolumen, die Wechselkurse, die Zinsen, die öffentlichen Abgabensätze und der nicht von der Konjunktur beeinflusste Teil der Staatsausgaben. Zu den Definitionsgleichungen gehört üblicherweise die bekannte ma-

<sup>8</sup> Entsprechend komplexe Strukturmodelle enthalten zusätzlich auch noch *technische Gleichungen* und *institutionelle Gleichungen*. Technische Gleichungen sind z.B. makroökonomische Produktionsfunktionen, die den Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Produktivleistungen und der Ausbringung im Rahmen von Produktionsprozessen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene zeigen. Typische Beispiele für institutionelle Gleichungen sind Steueraufkommensfunktionen, die die Beziehung zwischen dem Steueraufkommen und der jeweiligen Bemessungsgrundlage darstellen. Auch technische und institutionelle Gleichungen sind in der Regel zufallsbehaftet.

**Kasten 3: Ökonometrisches Strukturmodell**

Ein anschauliches Beispiel liefert das folgende Strukturmodell, das aus einer dynamischen Konsumfunktion (Gleichung 3.1) und einer Einkommensidentität (Gleichung 3.2) besteht:

$$(3.1) C_t = \beta Y_t + \lambda C_{t-1} + u_{1t}$$

$$(3.2) Y_t = C_t + Z_t$$

Gleichungen (3.1) und (3.2) heißen *Strukturgleichungen*. Dabei bezeichne  $Y_t$ : Einkommen in Periode  $t$ , ( $t = 1, 2, \dots, T$ ),  $C_t$ : Konsum,  $Z_t$ : Summe aus Investitionen und Außenbeitrag,  $\beta$ ,  $\lambda$ : Regressionsparameter (mit  $\beta$ : marginale Konsumneigung),  $u_{1t}$ : Zufallsvariable mit Erwartungswert  $E(u_{1t}) = 0$  und Varianz  $E(u_{1t}^2) = \sigma^2 > 0$ . Ferner sei  $Z_t$  unkorreliert mit  $u_{1t}$ , d.h.  $Cov(Z_t, u_{1t}) = 0$ . Die Variable  $Z_t$  ist exogen,  $Y_t$  und  $C_t$  werden endogen via  $Z_t$ ,  $C_{t-1}$  und  $u_{1t}$  bestimmt:

$$(3.3) C_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta}{1-\beta} Z_t + \frac{1}{1-\beta} u_{1t}$$

$$(3.4) Y_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} Z_t + \frac{1}{1-\beta} u_{1t}$$

Gleichungen (3.3) und (3.4) bilden die *reduzierte Form* des Modells. Die Ausdrücke  $\frac{\beta}{(1-\beta)}$  und  $\frac{1}{(1-\beta)}$  sind die aus der komparativ-statischen Analyse bekannten *kurzfristigen Multiplikatoren*:

$$\frac{\Delta C_t}{\Delta Z_t} = \frac{\beta}{1-\beta}, \quad \frac{\Delta Y_t}{\Delta Z_t} = \frac{1}{1-\beta}$$

Sie geben die Veränderung der endogenen Variablen  $C_t$  und  $Y_t$  bei einer Änderung der exogenen Variablen  $Z_t$  an. Darüber hinaus lassen sich *dynamische Multiplikatoren* ableiten, die die Veränderungen von  $C_t$  und  $Y_t$  bei einer Änderung von  $Z_{t-s}$  ( $t-1 \geq s \geq 0$ ) zeigen. Zunächst folgt aus den Gleichungen (3.3) und (3.4) durch wiederholtes Einsetzen die *Finalform* des Modells:

$$(3.5) C_t = \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^t C_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) Z_{t-s} + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) u_{1t-s}$$

$$(3.6) Y_t = \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^t C_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) Z_{t-s} + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) u_{1t-s}$$

Fortsetzung Kasten 3:

aus der sich unmittelbar die gesuchten dynamischen Multiplikatoren errechnen:

$$\frac{\Delta C_t}{\Delta Z_{t-s}} = \left( \frac{\lambda}{1-\beta} \right)^s \left( \frac{\beta}{1-\beta} \right), \quad \frac{\Delta Y_t}{\Delta Z_{t-s}} = \left( \frac{\lambda}{1-\beta} \right)^s \left( \frac{1}{1-\beta} \right)$$

Dynamische Multiplikatoren charakterisieren das dynamische Verhalten des Modells bezüglich Änderungen der exogenen Variablen; in diesem Beispiel die Summe aus Investitionen und Außenbeitrag ( $Z_t$ ).

Um aufzuzeigen, wie endogene Variable über die Zeit hinweg auf einen stochastischen Schock reagieren, der direkt auf diese Variable oder indirekt über andere endogene Variable ausgeübt wird, werden sog. *impulse response Funktionen* verwendet. Im vorliegenden Beispiel kann ein Schock bzw. ein *Impuls* lediglich von der Zufallsvariablen  $u_{1t}$  ausgehen. Dieser Schock beeinflusst unmittelbar den Konsum  $C_t$  (weswegen es als stochastischer Konsumschock betrachtet wird) und – über die Einkommensidentität (3.2) – indirekt auch das Volkseinkommen  $Y_t$ . Naturgemäß kommt es zu weiteren Reaktionen in den beiden endogenen Variablen, da sich die Anfangseffekte des Impulses im Modell nach und nach weiter fortpflanzen. Die impulse response Funktionen – die sich in diesem Beispiel auf die  $t$  Ausdrücke  $\left( \frac{\lambda}{1-\beta} \right)^s \left( \frac{1}{1-\beta} \right)$  mit  $s = 0, K, t - 1$  reduzieren – verfolgen die Ausbreitung dieses Schocks im Modell.

Für die Prognose ist eine aktuelle numerische Spezifikation des Modells Voraussetzung. Hierzu sind die Parameter der Verhaltensgleichungen (im Beispiel:  $\beta$  und  $\lambda$ ) für den Beobachtungszeitraum aus den Zeitreihenwerten der endogenen und exogenen Variablen (hier:  $C_t$ ,  $Y_t$  und  $Z_t$ ) zu schätzen. Das bei Einzelgleichungen übliche Verfahren, die Parameter so zu wählen, dass die Summe der Residuenquadrate, im Beispiel:  $\sum_{t=1}^T u_{1t}^2 = \sum_{t=1}^T (C_t - \beta Y_t - \lambda C_{t-1})^2$  minimiert wird (Methode der kleinsten Quadrate), führt bei Strukturmodellen wegen der Korrelation von erklärenden Variablen mit den Zufallsgrößen in der Regel zu inkonsistenten Schätzungen (so ist im Beispiel das Einkommen  $Y_t$  abhängig von  $u_{1t}$ ; vgl. Gleichung 3.4). Es gibt allerdings eine Vielzahl ökonometrischer Verfahren, die konsistente und unverzerrte Schätzwerte der Parameter gewährleisten.

kroökonomische Relation:  $BIP = C + I + X - M$ . Diese Gleichung kann zum einen als Ex-post-Identität im Sinne des Güterkontos der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung aufgefasst werden, zum anderen als Ex-ante-Markträumungsbedingung. In letzterer Interpretation besagt die Gleichung, dass die geplante Güternachfrage  $C + I + X - M$  dem geplanten Güterangebot (in Höhe des BIP) entspricht, so dass der Gütermarkt geräumt und damit im Gleichgewicht ist.

Der Vorteil von Strukturmodellen besteht vor allem darin, dass die zugrunde gelegten ökonomischen Theorien in den Verhaltensgleichungen (Konsumfunktion, Investitionsfunktion usw.) explizit niedergeschrieben sind. Damit lassen sich diese ökonomischen Thesen durch das Modell auf ihre empirische Relevanz hin rigoros testen. Dynamische Strukturmodelle<sup>9</sup> erlauben es zudem, die Interaktion von endogenen Variablen ex-post, d.h. im Stützzeitraum der Regression, systematisch zu simulieren (*dynamische Simulation*) und ex-ante für Prognosen zu verwenden. Auch lassen sich *Alternativprognosen* für unterschiedliche exogene Größen (wie Wechselkurse oder Welthandelsvolumen) durchfüh-

ren. Insbesondere kann der Einfluss unterschiedlicher Staatsausgaben bzw. Steuer- und Zinssätze auf die Wirtschaftsentwicklung quantifiziert werden. Derartige Alternativrechnungen lassen sich mit anderen Prognoseverfahren entweder gar nicht oder nur mit großem Zeitaufwand bewältigen. Schließlich können auch Konjunkturindikatoren in Strukturmodelle einbezogen werden.

Der Nachteil von Prognosen mit ökonometrischen Strukturmodellen liegt darin, dass alle exogenen Variablen für den Prognosezeitraum modellextern bestimmt werden müssen. Dies kann zum einen durch einfache Setzung geschehen, zum anderen durch zusätzliche Schätzungen mit Hilfe eines neuen Modells. Im letzteren Fall besteht allerdings die Gefahr des infiniten Regresses, da auch das neue Modell in der Regel exogene Größen enthält usw. Ein weiteres Problem besteht darin, dass die geschätzten Verhaltensgleichungen eines ökonometrischen Modells infolge von Strukturbrüchen im Prognosezeitraum – insbesondere durch Verhaltensänderungen von Investoren und Verbrauchern in Reaktion auf wirtschaftspolitische Maßnahmen – ihre ökonomische Relevanz verlieren können, was die Aussagekraft bei Alternativprognosen na-

<sup>9</sup> Dynamische Strukturmodelle enthalten – neben exogenen Variablen – auch zeitverzögerte endogene Variable als Regressoren.

turgemäß einschränkt (*Lucas-Kritik*).<sup>10</sup> Schließlich sind Strukturmodelle am aktuellen Rand bezüglich neuer Informationen im Vergleich zu anderen Prognosemethoden relativ unflexibel.<sup>11</sup>

Seit Beginn der achtziger Jahre hat sich eine zweite Klasse von ökonometrischen Prognosemodellen, die sog. vektorautoregressiven Schätzansätze (VAR-Modelle) auf dem Prognosemarkt etabliert.<sup>12</sup> Bei diesen Modellen, die auf zeitreihenanalytischen Verfahren basieren, ist die arbiträre Unterscheidung zwischen endogenen und exogenen Variablen, die für die Klasse ökonometrischer Strukturmodelle wesentlich ist, aufgehoben. VARs können als eine Verallgemeinerung von autoregressiven Ansätzen (AR-Modelle) aufgefasst werden. In AR-Modellen wird jede Variable aus eigenen verzögerten Werten und einer Zufallsgröße dargestellt. Bei VAR-Modellen wird dieses Grundprinzip auf einen *Vektor* von Variablen (Systemvariable) übertragen, d.h. jede Systemvariable wird durch eigene verzögerte Werte und durch die verzögerten Werte aller übrigen Systemvariablen (plus Zufallsschocks) erklärt (vgl. Kasten 4).

Aufgrund der Beschränktheit der Datenmenge ist die Anzahl der Variablen in einem VAR-Modell ziemlich begrenzt. Dadurch ist es schwierig, z.B. spezielle Merkmale des Steuersystems abzubilden. Aus diesem Grund werden VAR-Modelle im Gegensatz zu Strukturmodellen, in denen die Zahl der Variablen im Prinzip unbegrenzt ist, relativ selten für spezifische Politiksimulationen herangezogen (wie Änderungen in den jeweiligen Grenzsteuersätzen). Ein Vorteil von VAR-Modellen besteht darin, dass sie wegen des Fehlens von exogenen Variablen keine Informationen aus dem Prognosezeitraum benötigen, so dass »unbedingte« Prognosen<sup>13</sup> über beliebig weite Zeiträume möglich sind. Nachteilig ist allerdings, dass die prognostizierte Entwicklung aller Variablen – unabhängig von wirtschaftstheoretischen Überlegungen – allein aus der Dynamik der Zeitreihen folgt. Hinzu kommt die letztlich willkürliche Auswahl von Variablen und

Verzögerungen; auch bleibt die Problematik von Strukturbrüchen im Prognosezeitraum bestehen.

### Exkurs: Stationäre Zeitreihen und Kointegration

Seit den achtziger Jahre ist es in der Ökonometrie immer deutlicher geworden, dass es bei der Modellierung von Zeitreihen darauf ankommt, ob der stochastische Prozess, der die Zeitreihenwerte generiert, invariant bezüglich der Zeit ist. Ändern sich nämlich die stochastischen Eigenschaften eines Prozesses über die Zeit hinweg, d.h. ist der Prozess *nichtstationär*, dann ist es oftmals schwierig, die Zeitreihe über vergangene bzw. zukünftige Zeitintervalle hinweg durch einfache lineare Modelle abzubilden. Ist der stochastische Prozess hingegen zeitinvariant, d.h. *stationär*, dann lässt sich der Prozess durch eine Gleichung mit festen Koeffizienten darstellen, die man mit Standardmethoden schätzen kann (vgl. Stock 1987).

Vielen makroökonomischen Zeitreihen liegen allerdings nichtstationäre Prozesse zugrunde. So ist das reale Bruttoinlandsprodukt in vielen Industrieländern fast durchwegs stetig gestiegen. Allein aus diesem Grund dürften sich die stochastischen Eigenschaften, die der Zeitreihe des BIP zugrunde liegen, heute ziemlich grundlegend von denen vor 50 Jahren unterscheiden.

Regressiert man nichtstationäre Variable aufeinander, dann besteht die Gefahr der sog. Scheinkorrelation. Konventionelle Signifikanztests können in diesem Fall eine Abhängigkeit zwischen Variablen indizieren, die in Wirklichkeit gar nicht besteht. Da viele makroökonomische Zeitreihen nichtstationär sind, ist es häufig erforderlich, durch geeignete Transformationen daraus neue stationäre Zeitreihen zu bilden, die man mit Standardmethoden regressieren kann. So ist die Zeitreihe des Logarithmus des realen Bruttoinlandsprodukts normalerweise nicht zeitinvariant, hingegen ist die Veränderungsrate des BIP (erste Differenz der Logarithmen; vgl. Kasten 2) stationär. Sie oszilliert um einen (festen) Mittelwert, und ihre Varianz ist grosso modo keine Funktion der Zeit, also konstant.

Durch die Differenzenbildung gehen aber Informationen über die Langfristbeziehungen zwischen Variablen verloren. Nun ist es aber durchaus möglich, dass zwei Variable nichtstationären Prozessen folgen, es aber trotzdem eine Linearkombination gibt, die stationär ist. Ist dies der Fall, so sind die beiden Variablen *kointegriert*. Beispielsweise sind sowohl der Konsum als auch das Einkommen nichtstationäre Variable, gleichwohl kann man erwarten, dass sie sich langfristig ähnlich bewegen, so dass eine Linearkombination der beiden Größen stationär sein sollte (vgl. Engle und Granger 1987).

Ein Hauptmerkmal kointegrierter Variablen ist, dass ihre Zeitpfade vom Ausmaß der jeweiligen kontemporären Abwei-

<sup>10</sup> Nach der *Lucas-Kritik* können sich die Regressionsparameter ökonometrischer Modelle unter dem Einfluss der Wirtschaftspolitik dann ändern, wenn die Marktakteure veränderte Politikregeln erkennen und in ihr ökonomisches Verhalten einbeziehen. Sofern ein Strukturmodell derartige Erwartungsanpassungen nicht adäquat (d.h. über hinreichend mikroökonomisch fundierte Optimierungskalküle) berücksichtigt, eignen sich Modelle, deren Parameter auf der Basis zurückliegender Daten geschätzt wurden, bestenfalls näherungsweise für die Evaluierung zukünftiger wirtschaftspolitischer Maßnahmen (vgl. Lucas 1976).

<sup>11</sup> Diese Starrheiten lassen sich allerdings durch ein »Nachsteuern von Hand«, auch »fine-tuning« genannt, reduzieren. Technisch geschieht das, indem für diejenigen Störvariablen der Verhaltensgleichungen, deren Ergebnisse im Prognosezeitraum oder bereits am aktuellen Rand aufgrund neuer Informationen korrekturbedürftig erscheinen, statt Null ein Wert eingesetzt wird, der das Prognoseergebnis in die gewünschte Richtung ändert (judgemental adjustment).

<sup>12</sup> Das vektorautoregressive Schätzverfahren geht auf Sims zurück (vgl. Sims 1980).

<sup>13</sup> Hängt die Richtigkeit einer Prognose dagegen vom Zutreffen bestimmter Annahmen über exogene Variable ab, so spricht man von einer »bedingten« Prognose.

chungen vom langfristigen Gleichgewicht beeinflusst werden. Kehrt ein System (automatisch) zum langfristigen Gleichgewicht zurück, so sollten die Bewegungen zumindest einiger Variabler von der Größe des kurzfristigen Ungleichgewichts abhängig sein. So impliziert die Keynesianische Konsumtheorie eine gleichgerichtete Langfristbeziehung zwischen Konsum und Einkommen. Ist in der Vorperiode der faktische Konsum größer als der Gleichgewichtskonsum, der aus der Langfristbeziehung folgt, so sollte in der laufenden Periode das Einkommen rascher als der Konsum

steigen, um die Lücke zumindest zu verkleinern. Dies kann dadurch geschehen, dass (1) das Einkommen zunimmt und/oder die Konsumausgaben sinken, (2) dass der Konsum steigt und das Einkommen noch stärker zunimmt oder (3) dass der Konsum und das Einkommen sinken, letzteres aber weniger stark. Ohne eine komplette dynamische Spezifikation des Modells lässt sich nicht bestimmen, welcher der drei Fälle eintreten wird. Nichtsdestotrotz sollte aber die kurzfristige Dynamik des Modells von der Abweichung zur Langfristbeziehung beeinflusst werden.

#### Kasten 4: Vektorautoregressives Modell (VAR)

Ein Beispiel für ein vektorautoregressives Modell ist das folgende VAR, das einen Vektor  $(C_t, Y_t)$  ( $t = 1, K, T$ ), bestehend aus Konsum  $C_t$  und Einkommen  $Y_t$ , allein durch eigene verzögerte Werte  $(C_{t-1}, Y_{t-1})$  sowie Zufallsschocks erklärt:

$$(4.1) \quad C_t = \alpha_{11}C_{t-1} + \alpha_{12}Y_{t-1} + v_{1t}$$

$$(4.2) \quad Y_t = \alpha_{21}C_{t-1} + \alpha_{22}Y_{t-1} + v_{2t}$$

oder in Vektorform  $\begin{pmatrix} C_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{pmatrix}$

$v_{1t}$  und  $v_{2t}$  sind Zufallsvariable mit Erwartungswert  $E(v_{1t}) = E(v_{2t}) = 0$  und Varianz  $E(v_{1t}^2) = \sigma_1^2$ ,  $E(v_{2t}^2) = \sigma_2^2$ . Ferner gelte  $Cov(v_{it}, C_{t-1}) = Cov(v_{it}, Y_{t-1}) = 0$  für  $i = 1, 2$  und  $Cov(v_{1t}, v_{1t-r}) = Cov(v_{2t}, v_{2t-r}) = 0$  ( $r \neq 0$ ). Die Regressionsparameter  $\alpha_{ij}$  ( $i, j = 1, 2$ ) können mit der Methode der kleinsten Quadrate konsistent geschätzt werden. Aus prognostischer Sicht besteht der besondere Vorteil von VAR-Modellen darin, dass sie wegen des Fehlens von exogenen Variablen keine zusätzlichen Informationen aus dem Prognosezeitraum benötigen, so dass Prognosen über beliebig weite Zeiträume ohne modellexterne Informationen gemacht werden können.

In vielen Fällen ist es möglich, Strukturmodelle in VAR-Modelle zu überführen. Als Beispiel kann das Strukturmodell von Kasten 3 dienen, sofern der Zeitpfad der Variablen  $Z_t$  (Investitionen + Außenbeitrag) einem autoregressiven Prozess erster Ordnung AR(1) folgt, d.h. es gelte  $Z_t = \rho Z_{t-1} + u_{2t}$ ; ( $\rho > 0$ ;  $u_{2t}$ : Zufallsvariable). Aus der Substitution von  $\rho Z_{t-1} + u_{2t}$  in die Gleichungen (3.3) und (3.4) der *reduzierten Form* folgt nämlich:

$$(4.3) \quad C_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta\rho}{1-\beta} Z_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + \beta u_{2t})$$

$$(4.4) \quad Y_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\rho}{1-\beta} Z_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + u_{2t})$$

woraus sich unter Berücksichtigung von  $Z_{t-1} = Y_{t-1} - C_{t-1}$ :

$$(4.5) \quad C_t = \left( \frac{\lambda - \beta\rho}{1-\beta} \right) C_{t-1} + \left( \frac{\beta\rho}{1-\beta} \right) Y_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + \beta u_{2t})$$

$$(4.6) \quad Y_t = \left( \frac{\lambda - \rho}{1-\beta} \right) C_{t-1} + \left( \frac{\rho}{1-\beta} \right) Y_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + u_{2t})$$

ergibt, was ein VAR-Modell mit den Parametern  $\alpha_{11} = \frac{\lambda - \beta\rho}{1-\beta}$ ,  $\alpha_{12} = \frac{\beta\rho}{1-\beta}$ ,  $\alpha_{21} = \frac{\lambda - \rho}{1-\beta}$ ,  $\alpha_{22} = \frac{\rho}{1-\beta}$ ,  $v_{1t} = \frac{u_{1t} + \beta u_{2t}}{1-\beta}$

und  $v_{2t} = \frac{u_{1t} + u_{2t}}{1-\beta}$  ist.

Offensichtlich impliziert das Strukturmodell *Restriktionen* für die VAR-Darstellung: Die vier VAR-Koeffizienten  $\alpha_{ij}$  ( $i, j = 1, 2$ ) sind jetzt Funktionen der Parameter  $\lambda$ ,  $\beta$  der dynamischen Konsumfunktion sowie des Parameters  $\rho$  des AR(1) Prozesses. Außerdem sind die VAR-Zufallsschocks  $v_{1t}$  und  $v_{2t}$  Linearkombinationen der Zufallsvariablen  $u_{1t}$  und  $u_{2t}$ . Diese Restriktionen bleiben bei der normalen VAR-Analyse offenbar unberücksichtigt. Damit ist das VAR-Modell (Gleichungen 4.1 und 4.2) auch für andere mögliche strukturelle Beziehungen zwischen den Variablen  $C$ ,  $Y$  und  $Z$  gültig, was ein zusätzlicher Vorteil von VAR-Modellen ist (Kugler 1996).



Fortsetzung Kasten 4:

Da VAR-Modelle prinzipiell nur endogene Variable enthalten, wird ihr dynamisches Verhalten normalerweise über *impulse response Funktionen* analysiert (vgl. Kasten 3). Idealtypisch möchte man stochastische Schocks, d.h. einmalige Impulse in den Residuen (wie  $v_{1t}$  und  $v_{2t}$ ) spezifischen endogenen Variablen (wie  $C_t$  oder  $Y_t$ ) zuordnen, so dass sich zeigen lässt, wie eine zufällige Änderung einer Variablen alle übrigen Variablen über die Zeit hinweg beeinflusst. Sofern die Störterme ( $v_{1t}$  und  $v_{2t}$ ) miteinander unkorreliert sind, ist dies vergleichsweise einfach. Wenn die Störterme jedoch miteinander korreliert sind (was oft genug der Fall ist), so gibt es keine elementare Methode mehr, stochastische Schocks eindeutig spezifischen Variablen zuzuordnen. In derartigen Fällen ist es inzwischen üblich geworden, willkürlich alle Initialeffekte derjenigen Variablen zuzuordnen, die zuerst im System erscheint (*Choleski-Dekomposition*). Obwohl z.B.  $v_1$  mit  $v_2$  korreliert wäre, würde man dann den gesamten Initialeffekt dem Konsum und nicht dem Einkommen zuweisen. Bei diesem Vorgehen ist freilich problematisch, dass die impulse response Funktionen von der jeweiligen Reihenfolge der Gleichungen im Modell abhängig sind. Eine andere Möglichkeit bestünde darin, ein sog. *strukturelles VAR-Modell* (SVAR) zu spezifizieren, in dem einige zusätzliche Restriktionen, die aus der ökonomischen Theorie hervorgehen, benützt werden, um die impulse response Funktionen zu identifizieren. So impliziert das strukturelle Modell von Kasten 3 (ergänzt um den AR(1) Prozess für  $Z_t$ ), dass  $v_{1t} = \frac{u_{1t} + \beta u_{2t}}{1 - \beta}$  und  $v_{2t} = \frac{u_{2t} + u_{1t}}{1 - \beta}$  gilt, wobei  $u_{1t}$  und  $u_{2t}$  die eigentlichen exogenen Änderungen in den beiden Variablen  $C_t$  und  $Z_t$  sind.

## Der Indikatoransatz

Das Konzept nutzt den systematischen Gleichlauf bzw. Vorlauf von Konjunkturindikatoren gegenüber den zu prognostizierenden Referenzvariablen aus, die dann – nach Ablauf der Prognoseperiode – von den statistischen Ämtern ausgewiesen werden. Die meisten Indikatoren stammen von monatlichen, viertel- oder halbjährlichen Befragungsergebnissen, hinzu kommen schnell verfügbare Informationen aus der amtlichen Monatsstatistik. Nach der Art des statistischen Messverfahrens lassen sie sich in quantitative und qualitative Indikatoren einteilen.

Quantitative Konjunkturindikatoren resultieren aus stetig gemessenen Daten. In aller Regel handelt es sich um monatlich veröffentlichte Volumen-, Umsatz- oder Preisindizes der amtlichen Statistik (z.B. Index des Auftragseingangs, Index der Einzelhandelsumsätze, Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte usw.). Die hohe Messgenauigkeit dieser Indikatoren kann sich in der Prognosepraxis aber auch als Nachteil erweisen: Es dauert geraume Zeit, bis die Indizes von den statistischen Ämtern erhoben, aufbereitet und veröffentlicht werden, so dass sie zum Prognosezeitpunkt oftmals noch nicht im gewünschten Umfang bzw. in der benötigten Aktualität zur Verfügung stehen. Hinzu kommt, dass sie aufgrund zunächst fehlender Meldungen später revidiert werden können, was bei Konjunkturprognosen entsprechend berücksichtigt werden muss.<sup>14</sup>

Qualitative Indikatoren werden aus nicht-stetig gemessenen Daten gewonnen (kategoriale Variable). Gute Beispiele dafür sind die Indikatoren, die aus Unternehmensbefragungen des ifo Instituts stammen. Hier gibt es einmal Fragen, die, obwohl qualitativ gestellt, auf quantitative Variable der amtlichen

Statistik Bezug nehmen.<sup>15</sup> Ein typisches Beispiel ist die Frage: »Unsere inländische Produktionstätigkeit ist gestiegen (+), etwa gleich geblieben (=) oder gesunken (-)«. <sup>16</sup> Die entsprechende monatliche Referenzreihe aus der Industriestatistik für Deutschland ist der Produktionsindex, die wiederum hierzu passende vierteljährliche Referenzreihe aus der VGR ist die Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe.

Wichtiger noch für die Kurzfristprognose sind qualitative Indikatoren, die – über das quantitativ ausgerichtete Erhebungsprogramm der amtlichen Statistik hinaus – Informationen über *Urteile und Erwartungen* der Unternehmen liefern. Zu diesen Indikatoren, die in Deutschland zum überwiegenden Teil aus Befragungen des ifo Instituts herrühren, gehören etwa die Beurteilung der Fertigwarenlager durch die Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes oder die Frage nach den Erwartungen zur allgemeinen Geschäftslage: »Unsere Geschäftslage

<sup>14</sup> So werden vom Statistischen Bundesamt in Deutschland für den Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe zunächst vorläufige Monatswerte publiziert, die für Unternehmen, deren Daten noch nicht eingegangen sind, die entsprechenden Werte des Vormonats enthalten. Erst etwa drei Wochen später folgen berichtigte Werte. Die berichtigten Werte werden, sobald Ergebnisse der umfassenderen vierteljährlichen Produktionserhebung vorliegen, nochmals revidiert und schließlich erfolgt – jeweils zu Jahresbeginn – eine sog. Jahreskorrektur sämtlicher Monatsdaten des Vorjahres.

<sup>15</sup> Der Vorteil, dass im ifo Konjunkturtest originär stetige Daten in kategorialer Form erhoben werden, liegt darin, dass durch die verringerte Informationsanforderung die Erhebungskosten für die Firmen sinken, weil der Zeitaufwand für die Beantwortung der Fragen geringer ist. Dies erhöht naturgemäß die Antwortbereitschaft der befragten Unternehmen.

<sup>16</sup> Um aus den Antworten einen Indikator für die Gesamtwirtschaft herzuleiten, werden die Einzelangaben zunächst zusammengewichtet. Das Ergebnis drückt aus, welcher gewichtete Prozentsatz der befragten Unternehmen eine günstige, eine indifferente oder negative Meldung abgegeben hat (z.B. »gestiegen«: 40%; »etwa gleich geblieben«: 50%, »gesunken«: 10%). Dann wird ein Saldo aus den positiven und negativen Prozentsätzen gebildet (im Beispiel: 40% – 10% = + 30%). Durch das Aneinanderreihen der Salden entstehen Zeitreihen, die mit Daten aus der amtlichen Statistik verglichen werden können (vgl. Lindlbauer 1995).

**Kasten 5: Fehlerkorrekturmodelle**

Existiert eine Langfristbeziehung, so kann die Abweichung von dem langfristigen Gleichgewichtswert die kurzfristige Dynamik der Systemvariablen bestimmen (*Fehlerkorrekturmodell*). Nimmt man im Beispiel an, dass Konsum und Einkommen in den ersten Differenzen stationär sind (d.h. die beiden Variablen sind integriert vom Grad 1), so könnte ein elementares (Vektor-) Fehlerkorrekturmodell für Konsum und Einkommen lauten:

$$(5.1) \quad \Delta C_t = -\gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \zeta_{1t}$$

$$(5.2) \quad \Delta Y_t = \gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \zeta_{2t}$$

In diesem Modell reagieren Konsum und Einkommen auf kontemporäre stochastische Schocks (repräsentiert durch die beiden stationären Zufallsvariablen  $\zeta_{1t}$  bzw.  $\zeta_{2t}$ ) sowie auf die Abweichung in der vorangegangenen Periode vom langfristigen Gleichgewichtswert  $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$ , wobei  $\gamma_1$ ,  $\gamma_2$  und  $\eta$  Regressionsparameter darstellen. Ist die Abweichung  $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$  positiv, so sinkt ceteris paribus der Konsum und das Einkommen steigt. Das langfristige Gleichgewicht ist dann erreicht, wenn  $C_t = \eta Y_t$  gilt.

Das Beispiel zeigt sehr anschaulich die enge Verbindung, die zwischen Fehlerkorrekturmodellen und kointegrierten Variablen besteht. Annahmegemäß sind die beiden ersten Differenzen auf der jeweils linken Seite der beiden Gleichungen  $\Delta C_t$  bzw.  $\Delta Y_t$  stationär. Damit müssen die Ausdrücke auf der rechten Seite der beiden Gleichungen ebenfalls stationär sein. Da die beiden Zufallsvariablen  $\zeta_{1t}$  bzw.  $\zeta_{2t}$  annahmegemäß stationär sind, muss zwangsläufig auch die Linearkombination  $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$  stationär sein. Damit sind aber Konsum und Einkommen kointegriert mit dem Kointegrationsparameter  $\eta$ . Offensichtlich fordert die Fehlerkorrekturdarstellung, dass die beiden Variablen kointegriert sind. Dieses Ergebnis ändert sich auch nicht, wenn das Modell z.B. dadurch verallgemeinert wird, dass verzögerte Differenzen von Konsum und Einkommen in die Gleichungen aufgenommen werden:

$$(5.3) \quad \Delta C_t = \phi_{10} - \gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \phi_{11}\Delta C_{t-1} + \phi_{12}\Delta Y_{t-1} + \zeta_{1t}$$

$$(5.4) \quad \Delta Y_t = \phi_{20} + \gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \phi_{21}\Delta C_{t-1} + \phi_{22}\Delta Y_{t-1} + \zeta_{2t}$$

Wiederum sind beide Zufallsvariablen  $\zeta_{1t}$  bzw.  $\zeta_{2t}$  und alle Terme, die Differenzen  $\Delta C$  bzw.  $\Delta Y$  enthalten, stationär. Damit ist aber auch die Linearkombination von Konsum und Einkommen  $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$  stationär.

Betrachtet man die beiden Gleichungen, so fällt die Ähnlichkeit mit dem bivariaten VAR-Modell in Kasten 4 ins Auge. Das vektorielle Fehlerkorrekturmodell (Vector Error-Correction Model; VECM) ist offensichtlich ein in den ersten Differenzen bivariates VAR-Modell, das um die beiden Fehlerkorrekturterme  $-\gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1})$  bzw.  $\gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1})$  erweitert wurde. Die beiden Parameter  $\gamma_1$  bzw.  $\gamma_2$  definieren dabei die Anpassungsgeschwindigkeit. Je größer  $\gamma_1$  ist, desto schneller reagiert der Konsum auf die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in der Vorperiode. Umgekehrt würden sehr kleine Werte von  $\gamma_2$  indizieren, dass das Einkommen auf den Gleichgewichtsfehler der Vorperiode kaum reagiert. Sind schließlich beide Koeffizienten Null, so ist die Kurzfrisdynamik unabhängig von der langfristigen Dynamik. In diesem Fall gibt es keine Fehlerkorrekturdarstellung, Konsum und Einkommen sind nicht kointegriert und das Modell geht in ein traditionelles VAR-Modell in ersten Differenzen über.

Wenn zumindest einer der beiden Parameter  $\gamma_1$  bzw.  $\gamma_2$  von Null verschieden ist, so reagiert umgekehrt wenigstens eine der beiden Variablen auf der linken Gleichungsseite auf die Vorperioden-Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht. Die einfache Schätzung eines VAR-Modells in ersten Differenzen wäre in diesem Fall offensichtlich falsch, weil es eine Fehlerkorrekturdarstellung gibt. Die Nichtberücksichtigung der Langfristbeziehung  $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$  würde einen Spezifikationsfehler bedeuten.

ge wird in den nächsten 6 Monaten in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen oder unterschiedlicher Monatslängen – eher günstiger (+), etwa gleich bleiben (=) oder eher ungünstiger (-)«. Bei dieser Frage bleibt sogar offen, was unter dem Begriff »Geschäftslage« konkret zu verstehen ist (z.B. erwarteter Umsatz, zukünftige Produktion, voraussichtliche Gewinnsituation usw.). Da Urteile und Erwartungen im Allgemeinen Auslöser für unternehmerische Handlungen sind, eignen sich derartige Ten-

denzfragen besonders gut als Frühindikatoren, wobei allerdings die entsprechenden Referenzreihen aus der amtlichen Statistik – in einem der eigentlichen Konjunkturprognose vorgelagerten Schritt – erst zu identifizieren sind. Ein national und international besonders beachteter qualitativer Frühindikator für die Wirtschaftsentwicklung in Deutschland ist z.B. das *ifo Geschäftsklima*, das als Mittelwert aus den Salden der aktuellen Geschäftslagebeurteilung und der Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate berechnet wird.

Es wird seit 1972 regelmäßig vom ifo Institut veröffentlicht. Gegenüber der Konjunkturkomponente des Produktionsindex im Verarbeitenden Gewerbe hat das ifo Geschäftsklima einen durchschnittlichen Vorlauf von zwei Monaten (vgl. Kasten 6).

Der Vorteil qualitativer Indikatoren für die Kurzfristprognose besteht naturgemäß in der besonders raschen Verfügbarkeit (bei ifo Konjunkturtestdaten bereits in der vierten Woche des laufenden Berichtsmonats). Daher können gleichlaufende qualitative Indikatoren dazu verwendet werden, bereits vor dem Er-

scheinen der amtlichen Statistik Vorstellungen zumindest über die Entwicklungsrichtung, in gewissem Ausmaß aber auch über die Intensität der Änderungen zu gewinnen. Im Falle echter Frühindikatoren lassen sich entsprechende Hinweise auf die voraussichtliche Veränderung der amtlichen Statistik in den folgenden Monaten gewinnen. Dies gilt besonders für Befragungsdaten, die sich auf Erwartungen und Pläne von Unternehmen beziehen. Weiterhin ist vorteilhaft, dass qualitative Konjunkturindikatoren – bis auf allfällige Änderungen von Ergebnissen in saisonbereinigter Form infolge eines verlänger-

ten Stützzeitraums – keinen späteren Korrekturen unterliegen. Im Durchschnitt zeigen sie ein stabileres Verhalten über die konjunkturellen Auf- und Abschwungsphasen hinweg, d.h. saisonale und zufällige Einflüsse wirken sich weniger stark aus als bei Indikatoren der amtlichen Statistik. Insbesondere in Urteilsreihen aus dem ifo Konjunkturtest haben kurzfristige nichtkonjunkturelle Schwankungen einen geringeren Anteil an der Gesamtstreuung als in den meisten quantitativen Reihen (vgl. Lindlbauer 1995, S. 76). Zudem enthalten qualitative Indikatoren in aller Regel keinen Trend; sie zeigen also bis auf saisonale und Zufallseinflüsse die »reine« Konjunktur.

Nachteilig ist allerdings, dass der Vorlauf der meisten Indikatoren bei einem Befragungshorizont von bis zu sechs Monaten relativ kurz ist. Deshalb können qualitative (wie auch quantitative) Indikatoren konjunkturelle Wendepunkte überhaupt nur dann signalisieren, wenn diese nicht allzu weit entfernt sind. Probleme aus der zeitlich begrenzten Reichweite ergeben sich insbesondere an unteren konjunkturellen Wendepunkten, also bei Prognosen des beginnenden konjunkturellen Aufschwungs: Hier ist der Vorlauf zumeist deutlich geringer als an oberen Wende-

#### Kasten 6: ifo Geschäftsklima und Konjunkturkomponente der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe

Der durchschnittliche Vorlauf eines konjunkturellen Frühindikators gegenüber einer Referenzreihe wird üblicherweise anhand von Korrelogrammen geprüft. Hierbei wird der Frühindikator auf der Zeitachse sukzessive verschoben, und die Korrelation zwischen dem verschobenem Frühindikator und der Referenzreihe jedes Mal neu berechnet. Wird z.B. festgestellt, dass die Korrelation (gemessen am Korrelationskoeffizienten) zwischen den beiden Reihen dann am größten ist, wenn der Zeitindex  $t$  des Frühindikators um zwei Perioden vermindert wird, dann beträgt der mittlere Vorlauf des Indikators zwei Perioden.

Das ifo Geschäftsklima ist das geometrische Mittel aus den *Salden* der aktuellen Geschäftslagebeurteilung und der Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate.<sup>17</sup> Aus theoretischen Gründen ist zu erwarten, dass die Vorlaufeigenschaften der beiden originären Indikatoren Geschäftslage und Geschäftserwartungen bzw. das daraus abgeleitete ifo Geschäftsklima gegenüber der Konjunkturkomponente (Trendabweichung) des Produktionsindex des Verarbeitenden Gewerbes<sup>18</sup> jeweils unterschiedlich sind. Eine Korrelogrammanalyse für den Zeitraum Januar 1991 bis November 2002 bestätigt diese Vermutung; so beträgt der durchschnittliche Vorlauf der Geschäftserwartungen gegenüber der Trendabweichung der Produktion sechs Monate, die Beurteilung der Geschäftslage ist koinzident und das ifo Geschäftsklima schließlich hat einen Vorlauf von zwei Monaten (vgl. Abb. 2).

In der Prognosepraxis wird naturgemäß nicht nur das ifo Geschäftsklima (oder seine beiden Komponenten Geschäftslage bzw. Geschäftserwartungen) zur Quantifizierung der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe genutzt. So ist zu erwarten, dass auch vergangene Werte der Produktion Informationen enthalten, die prognostisch nutzbar sind. Folgt man einem derartigen autoregressiven Ansatz zur Abschätzung der Konjunkturkomponente der Produktion, so ist zu fragen, ob die drei Indikatoren Geschäftslage, Geschäftserwartungen und Geschäftsklima in statistisch signifikantem Ausmaß zusätzliche Informationen enthalten, die über das hinausgehen, was durch die verzögerten Werte der Produktion bereits erklärt wird.

Um dies zu testen, werden verschiedene Modelle zur Bestimmung der Konjunkturkomponente der Produktion ( $P$ ) geschätzt. Konkret wird ein univariater autoregressiver Ansatz benützt, der um jeweils einen der drei ifo Klimaindikatoren (und möglicherweise um dessen eigene verzögerte Werte) erweitert wird. Das Akaike (1969, 1970) Final-Prediction-Error-Kriterium (FPE-Kriterium) wird herangezogen, um die geeignete Spezifikation für die verzögerte abhängige Variable und den jeweiligen Klimaindikator auszuwählen. Gleichung (6.1) zeigt das Ergebnis für den Saldo der Geschäftslage ( $GL$ ) (Standardabweichungen in Klammern):

<sup>17</sup> Formal ergibt sich das ifo Geschäftsklima  $GK$  aus der Beziehung

$$GK = \sqrt{(GL + 200)(GE + 200)} - 200,$$

wobei  $GL$  den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und  $GE$  den Saldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Zur Vermeidung von negativen Werten im Wurzelterm werden die beiden Variablen  $GL$  und  $GE$  jeweils um die Konstante 200 erhöht.

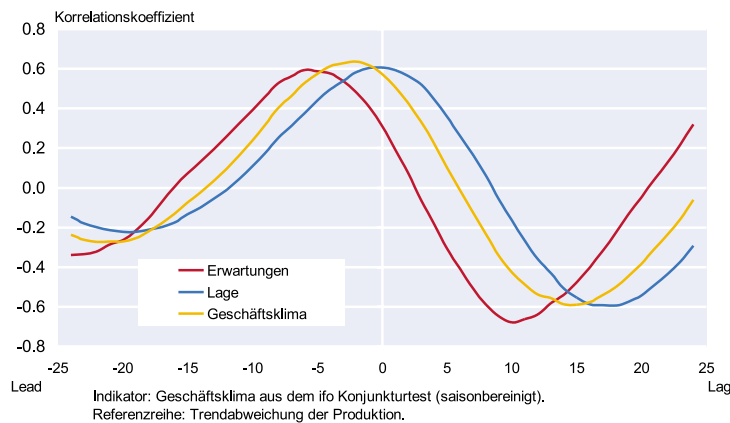
<sup>18</sup> Für die Berechnung der Konjunkturkomponente wurde zunächst die saison- und kalenderbereinigte Produktion im Verarbeitenden Gewerbe (in Logarithmen) mit einem Hodrick-Prescott-Filter ( $\lambda = 14\,400$ ) trendbereinigt. Die Trendabweichung wurde dann anhand der Differenzen der logarithmierten saison- und kalenderbereinigten Reihe und der Trendreihe berechnet.

Fortsetzung Kasten 6:

Abb. 2

## ifo Geschäftsklima und Komponenten

Berechnungen des mittleren Vorlaufs in Monaten im Zeitraum Januar 1991 bis November 2002



$$(6.1) \quad P_t = 0,185 + 0,497 P_{t-1} + 0,197 P_{t-2} + 0,024 GL_t$$

(0,115) (0,084) (0,082) (0,007)  $R^2 = 0,674$

Nach dem FPE-Kriterium ist der unverzögerte Wert der Geschäftslage ( $GL_t$ ) optimal. Gleichung (6.2) zeigt das Ergebnis für den Saldo der Geschäftserwartungen ( $GE$ ):

$$(6.2) \quad P_t = 0,031 + 0,505 P_{t-1} + 0,214 P_{t-2} + 0,032 GE_{t-4}$$

(0,103) (0,084) (0,081) (0,009)  $R^2 = 0,674$

Nach dem FPE-Kriterium ist diesmal der um 4 Monate verzögerte Wert der Geschäftserwartungen ( $GE_{t-4}$ ) optimal. Gleichung (6.3) zeigt schließlich das Ergebnis für den Saldo des Geschäftsklimas ( $GK$ ):

$$(6.3) \quad P_t = 0,161 + 0,471 P_{t-1} + 0,214 P_{t-2} + 0,037 GK_{t-1}$$

(0,108) (0,084) (0,080) (0,009)  $R^2 = 0,686$

Hier ist nach dem FPE-Kriterium der um 1 Monat verzögerte Wert des ifo Geschäftsklimas optimal. Die Ergebnisse machen klar, dass gemäß dem FPE-Kriterium von Akaike in allen drei Fällen die Indikatoren aus dem ifo Konjunkturtest in den univariaten autoregressiven Schätzansatz zusätzlich einbezogen werden sollten, da sie offensichtlich Informationen enthalten, die in den verzögerten Werten der abhängigen Variablen nicht enthalten sind. Zudem gehen die Geschäftserwartungen – wie es nach der Korrelogrammanalyse zu erwarten war – mit dem größten Lag in die Regressionsgleichung ein, während die Geschäftslage unverzögert enthalten ist. Schließlich nimmt das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ ) – das gleich dem Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz der abhängigen Variablenwerte ist – für das ifo Geschäftsklima den höchsten Wert an. Offenbar ist der prognostische Gehalt der beiden Teilindikatoren Geschäftslage bzw. Geschäftserwartungen größer, wenn sie in einem Gesamtindikator wie dem ifo Geschäftsklima zusammengefasst werden.

punkten, d.h. beim beginnenden Abschwung. Qualitative Frühindikatoren, die für Deutschland untere konjunkturelle Wendepunkte vergleichsweise zuverlässig angekündigt haben, sind die Exporterwartungen für die nächsten drei Monate, die Beurteilung der Fertigwarenlager und die Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate. Gute Frühindikatoren für obere Wendepunkte sind die Urteile über

den Auftragsbestand, das Fertigwarenlagerurteil und die Beurteilung der augenblicklichen Geschäftslage (alle genannten Indikatoren stammen aus dem ifo Konjunkturtest) (vgl. Nerb 1995, S. 324).

Es ist wenig sinnvoll, für verschiedene Länder einheitliche Indikatoren bestimmen zu wollen. Außerdem muss darauf hingewiesen werden, dass auch aus Unternehmens- und Verbraucherbefragungen gewonnene Konjunkturindikatoren – trotz der im langfristigen Durchschnitt oftmals größeren Stabilität – kurzfristig sensibel reagieren können. Einzelne Monatsergebnisse können durch unsystematische Zufallseinflüsse (u.a. saisonunübliche Witterung, Streiks, wechselndes Meldeverhalten der Befragungsteilnehmer, besondere wirtschaftspolitische bzw. weltpolitische Ereignisse) nach oben oder nach unten verzerrt sein. Besser abgesicherte Prognosen lassen sich deshalb erst nach Vorliegen von mindestens zwei Monatsergebnissen machen, was freilich einen entsprechenden Aktualitätsverlust bedeutet. Schließlich können zum Prognosezeitpunkt verschiedene (quantitative wie qualitative) Indikatoren unterschiedliche Signale über den weiteren Konjunkturverlauf geben. In derartigen Situationen bleibt es letztlich der persönlichen Erfahrung überlassen, welches aktuelle Gewicht den einzelnen Indikatoren beigemessen wird, sofern nicht durch geeignete Aggregation der Einzelindikatoren ein Gesamtindikator vorliegt, dessen Konjunktursignal eindeutiger ist.

### Das iterativ-analytische Verfahren

Der iterativ-analytische Ansatz ist das umfassendste und flexibelste Prognoseverfahren. Noch mehr als ökonometrische Strukturmodelle basiert dieser Ansatz auf detaillierten Annahmen über exogene Variable und Politikparameter, die ihrerseits zumeist auf vorgelagerten prognostischen Überlegungen beruhen, in manchen Fällen jedoch lediglich Setzungen sind (Randbedingungen der Prognose). Iterativ-analytische Schätzungen

sind damit immer »bedingte« Prognosen.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> Welche Variable aus der eigentlichen Konjunkturprognose heraus erklärt und welche Variablen als Randbedingungen gesetzt werden, kann nicht definitorisch, sondern allein im Hinblick auf die jeweilige Problemstellung entschieden werden. Die Aussagekraft einer Konjunkturprognose hängt davon ab, inwieweit zentrale Variable durch die eigentliche Prognose erklärt oder lediglich in den Annahmen enthalten sind (vgl. Weichhardt 1982, S. 11).

Zu den wichtigsten Annahmen, die bei der Prognose der deutschen Konjunktur regelmäßig gemacht werden, zählen die Entwicklung von Weltkonjunktur, Welthandel, Rohstoffpreisen und Wechselkursen. Hinzu kommen Annahmen über den erwarteten Kurs der Geld-, Fiskal- und Lohnpolitik. Hierzu gehören konkret die voraussichtliche Höhe der Leitzinsen sowie der kurz- und langfristigen Zinsen in der Europäischen Währungsunion und die absehbare Entwicklung von Tariflöhnen und Steuersätzen, Sozialbeiträgen sowie staatlich administrierten Preisen. Diese Annahmen können sich zum Teil auf bereits bekannte Tatsachen (z.B. bereits beschlossene Erhöhungen von Sozialabgaben oder indirekten Steuern, Lohnerhöhungen aus früheren Tarifrunden) stützen, überwiegend beruhen sie jedoch auf eigenen prognostischen Überlegungen.<sup>20</sup> Zu den weiteren Randbedingungen der Prognose, die normalerweise nicht explizit ausgeführt werden, zählen Einflussgrößen wie das allgemeine politische Umfeld, die meteorologischen Bedingungen oder die Entwicklung an den internationalen Finanz- und Devisenmärkten. Radikale Änderungen dieser Faktoren (exogene Schocks) können unkalkulierbare Strukturbrüche im Verhalten von Wirtschaftssubjekten und Wirtschaftspolitik bewirken. Deshalb wird in aller Regel von Konstanz bzw. von Normalentwicklung ausgegangen, d.h. es wird die Abwesenheit von exogenen Schocks postuliert (*Status-quo-Hypothese*).

Vor dem Beginn der eigentlichen Prognose wird beim iterativ-analytischen Verfahren versucht, den Standort im Konjunkturzyklus zu bestimmen. Hierzu werden die neuesten amtlichen Daten und Befragungsergebnisse interpretiert und auf die jeweils aktuellen Konjunkturkräfte hin analysiert (*Konjunkturdiagnose*).<sup>21</sup> Insbesondere wird gefragt, ob die jeweiligen Faktoren im Prognosezeitraum fortbestehen, sich verstärken oder abschwächen. Hinzu kommt die Suche nach neuen Kräften, die sich endogen aus dem Zyklus heraus ergeben oder von außen auf die Wirtschaft einwirken können. Insbesondere werden die neuralgischen Punkte für die jeweilige Prognose herausgearbeitet. Die Untersuchungsschwerpunkte wechseln dabei von Prognose zu Prognose.

<sup>20</sup> Dabei ist insbesondere auf die innere Konsistenz der Annahmen zu achten: So muss eine Annahme über den Euro-Wechselkurs gegenüber dem US-Dollar u.a. harmonisieren mit den Annahmen über den Kurs der Geldpolitik in den USA und in der Europäischen Währungsunion. Auch sind die jeweiligen Staats- und Leistungsbilanzdefizite zu berücksichtigen.

<sup>21</sup> Hierzu ein Beispiel: So muss am aktuellen Rand geprüft werden, ob eine signifikante Erhöhung der Vorratsinvestitionen, die sich in den jüngsten VGR-Ergebnissen finden mag, ein Indiz für eine konjunkturelle Besserung ist (wenn z.B. die Unternehmen in Erwartung steigender Umsätze ihre Rohstofflager aufstocken) oder aber für eine Verschlechterung (wenn aufgrund sinkender Umsätze die Fertigwarenlager ansteigen, so dass eine Einschränkung der Produktion zu erwarten ist) oder ob sich dahinter lediglich ein statistisches Messproblem verbirgt. Letzteres wäre dann der Fall, wenn z.B. das Statistische Bundesamt aufgelaufene Differenzen zwischen der Entstehungs- und Verwendungsseite des BIP bei der ersten vorläufigen Schätzung mangels näherer Information der Lagerveränderung zuordnet und sie erst später bei mehr Information als Konsum, Investition oder Export verbucht.

An die Analyse der aktuellen Konjunkturkräfte schließt sich die eigentliche Prognosearbeit an. Abweichend vom Proceedere in ökonometrischen Strukturmodellen werden beim iterativ-analytischen Verfahren die volkswirtschaftlichen Kerngrößen nicht simultan bestimmt, sondern zunächst unabhängig voneinander geschätzt. Bei diesem ersten Prognoseschritt können sowohl indikatorgestützte als auch ökonometrische Verfahren für die Einzelschätzungen der BIP-Komponenten, des Arbeitsmarkts und des Staatskontos zur Anwendung gelangen. Hinzu kommen nichtformalisierte, auf der persönlichen Kenntnis des gegenwärtigen und des vergangenen Wirtschaftsgeschehens beruhende Ansätze (intuitive Prognoseverfahren). Sie basieren auf dem theoretischen Wissen und auf der Erfahrung des Prognostikers, insbesondere auf der Kenntnis der durchschnittlichen Streuung der zu prognostizierenden Variablen in der Vergangenheit sowie der singulären Anpassungsreaktionen bei exogenen historischen Schocks. Des Weiteren werden Analogien aus früheren vergleichbaren Konjunkturphasen herangezogen (stylized facts), hinzu kommen Trendextrapolationen von Einzelvariablen und autoregressive Ansätze. Schließlich gibt es institutionell prädestinierte Schätzansätze. Diese werden u.a. bei der Prognose der staatlich geleisteten Transfers an die privaten Haushalte (Geldleistungen der Sozialversicherung, Geldleistungen für die Kindererziehung, Sozialhilfe usw.) verwendet oder bei der Prognose der Arbeitseinkommen (z.B. tarifvertraglich vereinbarte Lohnerhöhungen oder spezielle Arbeitszeitregelungen in einzelnen Wirtschaftsbereichen).

In einem zweiten Schritt werden die Einzelschätzungen der BIP-Komponenten mit Hilfe des Kontensystems der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zusammengefügt. In einem mehrstufigen (iterativen) Prozess werden die Teilprognosen des BIP, des Arbeitsmarkts und des Staatskontos auf ihre ökonomische Konsistenz geprüft und solange geändert (»rundgerechnet«), bis sich ein widerspruchsfreies Bild ergibt, dem die größte subjektive Wahrscheinlichkeit beigemessen wird. Bei der Überprüfung macht man sich vor allem die saldenmechanischen Zusammenhänge der VGR zunutze. Zur Absicherung und Überprüfung der iterativ-analytischen Prognoseergebnisse können zusätzlich auch ökonometrische Strukturmodelle verwendet werden. Weicht eine analytische Prognose – bei gleich gesetzten exogenen Variablen und Politikparametern – gravierend vom Modellergebnis ab, so kann dies auf Prognosefehler hindeuten. Strukturmodelle sind damit ein wichtiges Instrument zur Konsistenzprüfung von iterativ-analytischen Schätzergebnissen. Letztere können – vice versa – natürlich auch zur Überprüfung der Spezifikation eines Strukturmodells herangezogen werden.

Der besondere Vorteil des iterativ-analytischen Verfahrens besteht darin, dass das gesamte verfügbare qualitative wie quantitative Datenmaterial verwendet werden kann. Neue Informationen am aktuellen Rand lassen sich jederzeit mü-

helos einbauen. Es gibt keine Begrenzung der Variablenzahl. Aufgrund der Mehrstufigkeit des Verfahrens können die Teilprognosen von Bereichsspezialisten erstellt werden, die auf ihrem jeweiligen Arbeitsgebiet über ein großes Detailwissen verfügen. Der Schätzansatz bietet eine besondere Flexibilität, sich auf die jeweils wichtigsten neuralgischen Punkte der Konjunktur am aktuellen Rand und im eigentlichen Prognosezeitraum zu konzentrieren. Besondere Vorteile ergeben sich auch bei der Berücksichtigung von Statistikmängeln oder bei der Einbeziehung von wirtschaftlichen Sonderereignissen (exogene Schocks, Vorzieh- und Nachholeffekte, Großprojekte). Wie die Erfahrungen mit den Prognosen für die deutsche Wirtschaft nach der Wiedervereinigung zeigen, können selbst Transformationsprozesse, die ja von großen Strukturbrüchen gekennzeichnet sind, in gewissen Grenzen berücksichtigt werden. Schließlich können für iterativ-analytische Teilprognosen (insbesondere für die Verwendungskomponenten des realen BIP) bei Bedarf auch spezielle ökonomische Schätzgleichungen, zeitreihenanalytische Verfahren oder Indikatoransätze herangezogen werden, was eine Brücke zu den anderen Prognosemethoden schlägt. Nachteilig ist allerdings, dass die Komplexität des Verfahrens die Konsistenz der einzelnen Teilschätzungen gefährden kann. Außerdem sind iterativ-analytische Prognosen aufgrund des angewandten Methodenpluralismus intersubjektiv immer nur begrenzt nachvollziehbar.

### Die ifo Konjunkturprognose

Die übliche ifo Konjunkturprognose für Deutschland hat einen Prognosehorizont von bis zu zwei Jahren und basiert auf dem iterativ-analytischen Verfahren, in das ökonomische Schätzungen einzelner BIP-Komponenten integriert sind. Für die wichtige Analyse und Diagnose der konjunkturellen Situation am aktuellen Rand, die naturgemäß die Ausgangsbasis für die Konjunktur im Prognosezeitraum bildet und auf die im ifo Institut besonderes Augenmerk gelegt wird, werden in der Regel VAR gestützte Indikatoransätze herangezogen. Diese basieren primär auf eigenen Befragungsergebnissen und Monatsdaten der Bundesstatistik (vgl. Übersicht). Für ergänzende Kontrollrechnungen und Politiksimulationen wird derzeit ein internationales ökonomisches Strukturmodell verwendet, das die wichtigsten westlichen Industrieländer abbildet und über die Außenhandelsverflechtungen miteinander verknüpft (Oxford Economic Forecasting-Modell). Mit dem Modell werden vorrangig auch die Auswirkungen von internationalen Ereignissen auf die Entwicklung der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft abgegriffen, wobei selbstverständlich auch die Ergebnisse des ifo World Economic Survey (WES) Berücksichtigung finden.

In der Rechenpraxis wird vom ifo Institut eine Vielzahl von Variablen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und an-

derer amtlicher Statistiken (z. B. Spezialhandelsstatistik, Verbraucherpreisstatistik, Arbeitsmarkt- und Tariflohnstatistik, Abrechnungsergebnisse der Sozialversicherungsträger usw.) vorausgeschätzt. Die Teilprognosen, die bis auf das Staatskonto auf vierteljährlicher, oftmals sogar auf monatlicher Basis erstellt werden, werden mit Hilfe des Tabellensystems der VGR zusammengefasst und für die Veröffentlichung auf Halbjahres- bzw. Jahreswerte umgerechnet. Besonders wichtige Kennzahlen werden für West- und Ostdeutschland getrennt prognostiziert; die Werte für Gesamtdeutschland ergeben sich in derartigen Fällen nachrichtlich.

Das reale Bruttoinlandsprodukt wird zunächst getrennt aus den einzelnen Komponenten der Entstehungs- und Verwendungsseite geschätzt. Die *Entstehungsseite* des BIP folgt aus der prognostizierten Entwicklung der amtlichen Produktionsindizes (aus den Bereichen Bergbau, Energie, Verarbeitendes Gewerbe und Bau) bzw. den produzierten Mengen landwirtschaftlicher Güter, aus den voraussichtlichen Umsätzen von Groß- und Einzelhandel sowie aus der erwarteten Produktion im Dienstleistungssektor und beim Staat (unter Einrechnung der Wertschöpfung der privaten Haushalte und Organisationen ohne Erwerbszweck). Die Produktion in den beiden letztgenannten Sektoren wird global über die voraussichtliche Entwicklung der Arbeitsproduktivität und der Zahl der Beschäftigten quantifiziert. Die *Verwendungsseite* des BIP wird disaggregiert geschätzt über eine Prognose der Inlandsnachfrage (Konsum, Anlageinvestitionen und Vorratsveränderungen) und des Außenbeitrags. Die Prognose der Anlageinvestitionen erfolgt wiederum getrennt nach Ausrüstungsinvestitionen, sonstigen Anlagen, gewerblichem und öffentlichem Bau sowie Wohnungsbau. Der Außenhandel wird über eine Schätzung der Waren- und Dienstleistungsströme zwischen In- und Ausland erfasst, wobei fallweise auch eine disaggregierte Quantifizierung des Warenhandels nach Ländern und Ländergruppen vorgenommen wird. Die *Verteilungsseite* des Bruttonationaleinkommens ergibt sich aus der Abschätzung der Lohn- und Gehaltsentwicklung (die wiederum von der erwarteten – bzw. in Teilbereichen bereits bekannten – Anhebung der Tarifverdienste und der Zahl der beschäftigten Inländer abhängt) und der Unternehmens- und Vermögenseinkommen. Letztere ergeben sich aus der Saldenmechanik der VGR residual, wobei neben dem nominalen BIP und den Arbeitnehmerentgelten (Bruttolöhne und -gehälter zuzüglich Sozialbeiträge der Arbeitgeber) der Saldo der Primäreinkommen aus der übrigen Welt, die Abschreibungen, die den wertbedingten Verschleiß der Produktion messen, und die Produktions- und Importabgaben abzüglich der Subventionen geschätzt werden.

Zusätzlich wird das Staatsbudget quantifiziert, das einmal vom nominalen Staatskonsum abhängt, d. h. von der Wertschöpfung der staatlich Bediensteten und von den Güterkäufen der Gebietskörperschaften und der Sozialversiche-

Übersicht  
Ausgewählte Indikatoren für die ifo Kurzfristprognose

Volkswirtschaftliche Endnachfrage		Volkswirtschaftliches Angebot, Arbeitsmarkt und Preise	
ifo Indikatoren <sup>1</sup>	Andere Indikatoren	ifo Indikatoren <sup>1</sup>	Andere Indikatoren
<p><b>Privater Konsum</b></p> <p>In der Verbrauchs- und Gebrauchsgüterindustrie - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>Im Einzelhandel - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Lagerbeurteilung - Umsatzentwicklung</p> <p><b>Ausrüstungsinvestitionen</b></p> <p>In der Industrie - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Beurteilung der Auftragsbestände - Kapazitätsauslastung</p> <p>ifo Investitionstest</p> <p><b>Bauinvestitionen</b></p> <p>Im Bauhauptgewerbe - Geräteauslastung - Auftragsbestand - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>ifo Architektenumfrage</p> <p><b>Vorratsveränderungen</b></p> <p>Beurteilung der Fertigwarenbestände</p> <p><b>Exporte</b></p> <p>In der Industrie - Exporterwartungen - Wettbewerbsposition auf den Auslandsmärkten</p> <p>ifo World Economic Survey (WES)</p>	<p>Einzelhandelsumsätze</p> <p>Reiseausgaben im Ausland</p> <p>Kfz-Zulassungen</p> <p>Indikatorensystem Konsum- und Sparklima (GfK)</p> <p>Auftragseingang aus dem Inland bei den Investitionsgüterherstellern</p> <p>Inlandsumsatz der Investitionsgüterhersteller</p> <p>Auftragseingang im Maschinenbau (VDMA)</p> <p>Einfuhr von Investitionsgütern</p> <p>Auftragseingang im Bauhauptgewerbe</p> <p>Baugenehmigungen</p> <p>Hypothekenzusagen</p> <p>Wohnungsbauüberhang</p> <p>Importquote</p> <p>Auftragseingang aus dem Ausland</p> <p>Warenausfuhr (Spezialhandel)</p> <p>Dienstleistungsausfuhr (Zahlungsbilanzstatistik)</p> <p>Auslandsproduktion</p>	<p><b>Inländische Produktion</b></p> <p>Auftragseingang in der Industrie Auftragsbestand - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Produktion in der Industrie Bautätigkeit</p> <p>Produktionspläne in der Industrie</p> <p>Erwartete Bautätigkeit</p> <p>Kapazitätsauslastung - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Umsatzentwicklung im Handel</p> <p>ifo Konjunkturtest für DV-Dienstleistungen - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p><b>Importe</b></p> <p>-</p> <p><b>Arbeitsmarkt</b></p> <p>Produktionsbehinderung durch Arbeitskräftemangel - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Beschäftigterwartungen - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe - im Großhandel - im Einzelhandel</p> <p><b>Preise</b></p> <p>Preiserwartungen - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe - im Großhandel - im Einzelhandel</p>	<p>Produktion im Produzierenden Gewerbe</p> <p>Produktion in der Landwirtschaft</p> <p>Umsätze im Gastgewerbe</p> <p>Umsätze im Großhandel</p> <p>Wareneinfuhr (Spezialhandel)</p> <p>Dienstleistungseinfuhr (Zahlungsbilanzstatistik)</p> <p>Beschäftigte - im Produzierenden Gewerbe - in anderen Sektoren</p> <p>Beschäftigte in Arbeitsmarktförderungsmaßnahmen</p> <p>Arbeitslose</p> <p>Offene Stellen</p> <p>Vermittlungen</p> <p>Kurzarbeiter</p> <p>Rohstoffpreise</p> <p>Preise im Außenhandel</p> <p>Erzeugerpreise im Inland</p> <p>Baupreise</p> <p>Lebenshaltungspreise</p>

1) Aus dem ifo Konjunkturtest, sofern nicht anders vermerkt.

Quelle: ifo Institut.

zung. Außerdem sind die zukünftigen Einnahmen an direkten und indirekten Steuern sowie die Transferzahlungen des Staates detailliert abzugreifen. Schließlich wird die voraussichtliche Arbeitsmarktentwicklung in Abstimmung mit der erwarteten Konjunktur in den wichtigsten Wirtschaftssektoren prognostiziert. Die Gesamtzahl der Beschäftigten hängt ab von der Entwicklung des realen BIP und der erwarteten Veränderung der Arbeitsproduktivität, die Zahl der Arbeitslosen folgt aus der Differenz von Arbeitsangebot und der Zahl der Erwerbstätigen (abhängig Beschäftigte und Selbständige). Insbesondere gilt es den zum Prognosezeitpunkt bereits bekannten arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen Rechnung zu tragen, die erfahrungsgemäß in nicht unerheblichem Maße auf die Arbeitsmarktentwicklung einwirken können. Zusätzlich ist die Veränderung der Stillen Reserve abzuschätzen.

Die Schätzung der Verwendungsseite des BIP erfolgt in jeweiligen und konstanten Preisen; die Entstehungsseite wird dagegen nur real prognostiziert. Die Verteilung des Bruttonationaleinkommens, die sich zum Teil residual ergibt, wird aufgrund des fehlenden Mengengerüsts lediglich in laufenden Preisen ausgewiesen. Die Überprüfung der Prognose auf ökonomische Konsistenz erfolgt in mehreren Schritten: Die Produktionsschätzungen, wie sie sich aus dem VGR-Rahmen ergeben, werden in der Regel durch spezifische Branchenprognosen (wichtige Industriesparten und Handel) abgeglichen, deren Bausteine nicht zuletzt wieder aus ifo Konjunkturumfragen genommen werden. Der iterativ-analytischen Top-Down-Prognose wird also eine sektorale Bottom-up-Prognose gegenübergestellt. Eine zweite Kontrolle der Entstehungsseite erfolgt dadurch, dass die Teilergebnisse für einzelne Wirtschaftsbereiche mit den Prognosen für verwandte Nachfragekategorien abgestimmt werden (so Einzelhandel mit privatem Konsum oder Bauproduktion mit Bauinvestitionen). Die Prognose des realen privaten Konsums wird insbesondere überprüft durch einen Abgleich mit den verfügbaren Einkommen (Bruttolöhne und -gehälter nach Abzug von Lohnsteuer und Sozialversicherungsbeiträgen der Arbeitnehmer, Saldo der übertragenen Einkommen und verteilte Betriebsüberschüsse und Selbständigeneinkommen einschließlich der Vermögenseinkommen) unter Berücksichtigung der Sparquote (Ersparnis in % des verfügbaren Einkommens einschließlich der Zunahme betrieblicher Versorgungsansprüche) und der Verbraucherpreisentwicklung. Die Prognose der Waren- und Dienstleistungsimporte wird anhand der Importelastizität überprüft, die sich implizit aus der BIP-Prognose ergibt. Auch ein Konsistenzcheck der Schätzungen von Einkommensverwendung und -verteilung wird gemacht, indem z.B. die Entwicklung der Ausrüstungsinvestitionen mit der erwarteten Veränderung der Gewinne verglichen wird. In einem mehrstufigen Prozess werden die einzelnen Teilprognosen auf Konsistenz solange geprüft und immer wieder geändert, bis sich ein ökonomisch widerspruchsfreies Bild ergibt. In der

letzten Iterationsrunde werden Feinabstimmungen primär nur noch bei den Vorratsinvestitionen und den Unternehmens- und Vermögenseinkommen vorgenommen, weil diese Aggregate selbst ex-post von der amtlichen Statistik lediglich mit größeren Schätzungenauigkeiten ermittelt werden können.

### Summa Summarum

Letztlich basieren alle vorgestellten Prognosemethoden auf der systematischen, theoriegestützten Fortschreibung der durchschnittlichen Entwicklung der Vergangenheit in die Zukunft. Der Schätzfehler wird dann minimal sein, wenn das vorhandene Wissen des Prognostikers über die Gegenwart (Diagnose der gegenwärtigen konjunkturellen Situation) möglichst umfassend ist, die im Schätzzeitraum geltenden Rahmenbedingungen hinreichend gut getroffen werden (was die Abwesenheit von Strukturbrüchen oder internationalen Krisen beinhaltet) und die zugrunde gelegten wirtschaftstheoretischen Paradigma angemessen sind. Letzterer Punkt verdient besondere Aufmerksamkeit: Anders als in vielen Naturwissenschaften besteht in den Wirtschaftswissenschaften nahezu keine Möglichkeit, Erkenntnisse über den Zusammenhang zwischen erklärenden und zu erklärenden Variablen in kontrollierten Experimenten zu gewinnen. Volkswirtschaftliche Theorien sind daher lediglich orts- und zeitgebundene Quasi-Gesetze. Sie gelten umso gesicherter, je mehr Widerlegungsversuche sie überstanden haben. Gleichwohl bleibt aber immer eine mehr oder weniger ausgeprägte Unsicherheit über die Gültigkeit der für die Prognose herangezogenen Gesetzmäßigkeiten bestehen.

Konjunkturprognosen lassen sich damit als theoriegestützte »Wenn-Dann«-Aussagen auffassen, denen im Zeitpunkt der Erstellung die größte subjektive Eintrittswahrscheinlichkeit zugebilligt wird.<sup>22</sup> Ändern sich wichtige Rahmendaten, so sind Prognoserevisionen und auch Prognosefehler geradezu zwangsläufig. Für Konjunkturprognosen besteht das Dilemma oftmals darin, dass in wirtschaftlich turbulenten Zeiten, in denen die Nachfrage nach Prognosen naturgemäß besonders groß ist, die Produktionsbedingungen für wissenschaftliche Prognosen besonders schlecht sind (vgl. Borchardt 1979, S. 8).

Nicht von der Hand zu weisen ist dabei die Gefahr, dass Prognosen nach ihrer Veröffentlichung durch entsprechende Reaktionen seitens der Marktakteure oder der Wirtschaftspolitik Verstärkungs- oder Abschwächungseffekte (»Feedback-Effekte«) bis hin zur Selbstzerstörung bzw. Selbster-

<sup>22</sup> Der deutsche Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) stellt hierzu fest: Die Prognose »ist eine Projektion, der wir zwar eine größere Wahrscheinlichkeit beimessen als allen anderen, aber sie braucht noch nicht einmal eine hohe Wahrscheinlichkeit zu besitzen.« SVR, Jahresgutachten 1964/65, TZ 217.



füllung hervorrufen. So kann im Falle einer Rezessionsprognose eine Tendenz zur Selbstverstärkung der konjunkturellen Prozesse dann ausgelöst werden, wenn sich Investoren und Verbraucher nach der Veröffentlichung der Prognose in ihren Entscheidungen besonders zurückhalten. Wird umgekehrt ein prognostizierter Konjunkturabschwung durch das Gegensteuern der Wirtschaftspolitik rechtzeitig abgewendet, so würde dadurch die ursprüngliche Einschätzung der Konjunktur zunichte gemacht (vgl. Oppenländer 2000, S. 429 ff.; Weichardt 1982, S. 19 ff.) Notwendig für das Auftreten derartiger Feedback-Effekte ist, dass eine hinreichend große Zahl von Marktakteuren die jeweiligen Prognosen kennt und ihnen Glauben schenkt. Angesichts der modernen Informationsgesellschaft könnten derartige Wirkungsmechanismen heute sogar häufiger als früher auftreten. Freilich sind Feedback-Prozesse angesichts der Länge von Entscheidungs- und Wirkungsverzögerungen umso weniger wahrscheinlich, je kürzer der Prognosezeitraum ist. Das Beharrungsvermögen der Verhaltensweisen von Wirtschaftsobjekten dürfte zudem auch heute noch beträchtlich groß sein. Gleichwohl: Da Rückkoppelungs-Effekte niemals ausgeschlossen werden können, kommt dem Prognostiker eine besonders große Verantwortung zu.

Bei der Interpretation von quantitativen Prognosen sollte stets im Auge behalten werden, dass die Veröffentlichung exakter Zahlen allein aus Gründen der Rechengenauigkeit und der arithmetischen Nachvollziehbarkeit erfolgt. Denn die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung lässt sich aufgrund der vielfältigen Rahmenbedingungen und des ständigen Wandels, dem menschliches Verhalten unterliegt, nicht exakt ermitteln. Im Vergleich von prognostizierten Zahlen mit den veröffentlichten amtlichen Ist-Zahlen darf zudem nicht übersehen werden, dass sich die statistisch bekannte Ausgangslage zum Zeitpunkt einer Prognose in aller Regel anders darstellt, als sie später – oftmals nach deutlichen Korrekturen des amtlichen Datenmaterials – erscheint.

Schließlich sind Konjunkturprognosen – trotz aller Verfeinerungen und Weiterentwicklungen der Schätzverfahren – in den letzten beiden Jahrzehnten nicht leichter geworden. In besonderem Maße schlägt hier die Internationalisierung der Wirtschaft und die Globalisierung der Märkte mit ihren vielfältigen Rückwirkungen zu Buche. Außerdem gilt es dem Regimewechsel der Wirtschaftspolitik – Abkehr von nachfrageorientierten Maßnahmen, Hinwendung zu angebotspolitischen Maßnahmen – Rechnung zu tragen. Der konjunkturelle Primärimpuls staatlicher Ausgabenprogramme ist vergleichsweise leicht abzugreifen. Angebotspolitik zielt dagegen in ihrer kurzfristigen Wirkungsrichtung auf die Erwartungsbildung der Marktakteure ab, die naturgemäß schwer zu prognostizieren ist. Hier kommt den monatlichen Konjunkturumfragen besondere Bedeutung zu, da sie frühzeitig über Erwartungsänderungen der Marktteilnehmer Auskunft geben können.

## Literatur

- Akaike, H. (1969), »Fitting Autoregressive Models for Prediction«, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21, 243–247.
- Akaike, H. (1970), »Statistical Predictor Identification«, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 22, 203–217.
- Borchardt, K. (1979), »Produktions- und Verwertungsbedingungen von Langfristprognosen in historischer Perspektive«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 63 (1), 1–25.
- Deutsche Bundesbank (1987), »Die Saisonbereinigung als Hilfsmittel der Wirtschaftsbeobachtung«, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, Oktober, 30–40.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), »Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing«, *Econometrica* 55, 251–276.
- Goldrian, G. (1996), »Probleme der Datenaufbereitung und Zeitreihenzerlegung«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Saisonbereinigung und Konjunkturanalyse, Beiträge zur quantitativen Wirtschaftsforschung*, Band 5, München: ifo Institut, 44–55.
- Kugler, P. (1996), »Empirische Makroökonomik«, in: J. von Hagen, A. Börsch-Supan und P.J.J. Welfens (Hrsg.), *Springers Handbuch der Volkswirtschaftslehre*, Heidelberg: Springer, 348–386.
- Lindlbauer, J.-D. (1995), »Ausgewählte Einzelindikatoren«, in: K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren*, München, Wien, 70–83.
- Lucas, R.E. (1976), »Econometric Policy Evaluation: A Critique«, in: K. Brunner and A.H. Meltzer (Hrsg.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, Vol. 1 of Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Amsterdam, 19–46.
- Nerb, G. (1995), »Aussagefähigkeit ausgewählter Indikatoren an konjunkturellen Wendepunkten«, in: K.H. Oppenländer (Hrsg.), *Konjunkturindikatoren*, München, Wien, 317–341.
- Naggl, W. (1999), *Konjunktur*, Frankfurt: Peter Lang.
- Nierhaus, W. (1998), »Praktische Methoden der Konjunkturprognose«, *ifo Schnelldienst* 51 (28), 7–19.
- Nierhaus, W. (1999), »Aus dem Instrumentenkasten der Konjunkturanalyse: Wachstumsraten im Vergleich«, *ifo Schnelldienst* 52 (27), 11–19.
- Oppenländer, K.H. (2000), *Empirische Wirtschaftsforschung als Grundlage für unternehmerisches und wirtschaftspolitisches Handeln*, Berlin: Duncker & Humblot.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, *Jahresgutachten* (1964/65).
- Sims, C.A. (1980), »Macroeconomics and Reality«, *Econometrica* 48, 1–49.
- Stock, J. (1987), »Asymptotic properties of least-squares estimators of cointegrating vectors«, *Econometrica* 55, 1035–1056.
- Vosgerau, H.-J. (1978), »Konjunkturtheorie«, in: *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften* Bd. 4, 478–507.
- Weichardt, R. (1982), *Zur Beurteilung von Konjunkturprognosen*, Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck).