

9.2 Methoden der Konjunkturprognose

WOLFGANG NIERHAUS UND JAN-EGBERT STURM

9.2.1 Einleitung

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 führenden Wirtschaftsforschungsinstitute teil. Der folgende Beitrag beschreibt die beiden wichtigsten Prognoseverfahren, den ökonometrischen Ansatz und die iterativ-analytische Methode. Ferner wird gezeigt, wie Konjunkturindikatoren dabei Eingang finden.⁵

9.2.2 Prognoseziel: die Konjunktur

Mit Konjunkturprognosen soll auf gesamtwirtschaftlicher Ebene die zukünftige Wirtschaftsentwicklung vorausgeschätzt werden. Im Zentrum stehen Aussagen über Tempo, 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 der Umstand, dass sie aus kumulativen Aufschwung- bzw. Abschwungphasen bestehen, wobei die einzelnen Phasen jeweils durch untere bzw. obere konjunkturelle Wendepunkte miteinander verbunden sind (2-Phasen-Schema der Konjunktur, vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2018).

In der Realität werden konjunkturelle Schwankungen auf gesamtwirtschaftlicher Ebene an der zyklischen Entwicklung der vierteljährlichen gesamtwirtschaftlichen Produktion festgemacht. Zentraler Maßstab hierfür ist das preisbereinigte Bruttoinlandsprodukt (BIP). Das *preisbereinigte BIP* misst die Fertigung von Waren und die Erbringung von Dienstleistungen – ohne Einrechnung von Vorleistungen – sowie ihre Verwendung unabhängig davon, in welchem Umfang inländische oder ausländische Wirtschaftseinheiten dazu beigetragen haben. Bis zum Jahr 2005 erfolgte die Berechnung des preisbereinigten BIP in konstanten Preisen eines festen Basisjahres (*Festpreisbasis*). Seit der großen Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) im Jahr 2005 werden alle preisbereinigten Angaben in Preisen des Vorjahres ausgedrückt (*Vorjahrespreisbasis*). Durch die Verwendung einer alternierenden und damit zeitnahen Preisbasis wird eine mögliche Verzerrung der realen Wachstumsraten, die sich beim früheren Festpreisbasiskonzept infolge der konstanten Preisstruktur ergeben konnte,

⁵ Dieses Kapitel ist eine überarbeitete Fassung eines Artikels von W. Nierhaus und J.E. Sturm, der im ifo Schnelldienst 4/2003 erschienen ist.

automatisch ausgeschaltet. Damit ist der im Festpreiskonzept periodisch vorgenommene Wechsel zu einem aktuelleren Preisbasisjahr nicht mehr notwendig (vgl. Nierhaus 2005b).

9.2.3 Was wird prognostiziert?

In der Rechenpraxis der großen Wirtschaftsforschungsinstitute in Deutschland wird das preisbereinigte Bruttoinlandsprodukt nicht aus einem univariaten Schätzansatz gewonnen. In aller Regel wird das preisbereinigte BIP disaggregiert vorausgeschätzt nach

- der Entstehung in zehn großen Wirtschaftsbereichen (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei, Produzierendes Gewerbe ohne Baugewerbe, Baugewerbe, Handel, Verkehr und Gastgewerbe, Information und Kommunikation, Finanz- und Versicherungsdienstleister, Grundstücks- und Wohnungsvermietung, Unternehmensdienstleister, Öffentliche Dienstleister, Erziehung und Gesundheit sowie sonstige Dienstleister). In einer hierzu parallel durchgeführten zweiten Entstehungsrechnung wird das preisbereinigte BIP aus einer Schätzung der Arbeitsproduktivität (pro Stunde) und des geleisteten Arbeitsvolumens (Produkt aus der Zahl der geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätiger und der Erwerbstätigenzahl) abgeleitet.
- der Verwendung für den privaten und öffentlichen Konsum bzw. für Investitionen in Ausrüstungen, Bauten, sonstige Anlagen (geistiges Eigentum, Nutztiere und Nutzpflanzen) sowie 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 preisbereinigten BIP am aktuellen Rand wirtschaftsstatistisch besser fundiert. Auf eine finale Abschätzung des preisbereinigten BIP über die Verwendungsseite wird deshalb bei Kurzfristprognosen üblicherweise verzichtet. Ansonsten erfolgt der notwendige Abgleich beider BIP-Seiten in aller Regel dadurch, dass Komponenten der Entstehungs- bzw. Verwendungsseite, die statistisch nicht so 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.

Jede Prognose des preisbereinigten Bruttoinlandsprodukts und seiner Entstehungs- und Verwendungskomponenten wird normalerweise ergänzt durch eine Schätzung

- der *Preisindizes* der Verwendungskomponenten des Bruttoinlandsprodukts, 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* (Selbständige, Erwerbstätige bzw. Arbeitnehmer nach Inlands- bzw. Inländerkonzept, Arbeitslose bzw. Arbeitslosenquote in Abgrenzung der Bundesagentur für Arbeit, Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve),
- der *staatlichen Einnahmen* (u.a. Abgaben wie Steuern und Nettosozialbeiträge, Vermögenseinkommen, Verkäufe), der Ausgaben (u.a. Vorleistungen, Arbeitnehmerentgelt, monetäre Sozialleistungen sowie soziale Sachleistungen, Bruttoinvestitionen) und des staatlichen *Finanzierungssaldos*,
- der *sektoralen Ergebnisse* für die vier institutionellen Sektoren *Kapitalgesellschaften, private Haushalte* (einschließlich *private Organisationen ohne Erwerbszweck*), *Staat* sowie die *übrige Welt*. Die Sektorenrechnung – seit dem Jahr 2010 fester Bestandteil der Gemeinschaftsdiagnose – ist mit der nominale Verwendungs- und Verteilungsseite des BIP verzahnt und eröffnet zusätzliche Möglichkeiten der Plausibilitäts- und Konsistenzprüfung der Prognose (vgl. Carstensen u. a. 2010).

Zur Verdeutlichung der konjunkturellen Aussage werden alle Größen der Entstehungs- und Verwendungsseite sowie das preisbereinigte BIP saison- und kalenderbereinigt vorausgeschätzt. Dabei legen die Institute das Census-X12-ARIMA-Verfahren zugrunde, das auch in den amtlichen deutschen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen verwendet wird. Die Rückrechnung in Ursprungswerte erfolgt unter Zuhilfenahme der amtlich geschätzten Saison- und Kalenderfaktoren (Nierhaus 2014). Die zur Bestimmung der zyklischen Position erforderlichen Trendschätzungen werden mittels statistischer Filter (z.B. Hodrick-Prescott Filter, Baxter-King-Filter) vorgenommen, sofern nicht eine explizite Quantifizierung der Produktionslücke über eine strukturelle Schätzung des Produktionspotenzials vorliegt.

9.2.4 Wie wird prognostiziert?

Für die Konjunkturprognose stehen heute zwei vorherrschende Verfahren zur Verfügung, die auf unterschiedlichen statistischen und theoretischen Voraussetzungen beruhen. Es handelt sich hierbei aber nicht um einander ausschließende Methoden, sondern um Schätzansätze, die in der Prognosepraxis miteinander kombiniert werden können, so dass ihre jeweiligen Vorteile gemeinsam nutzbar sind.

Die *ökonometrische Prognose* baut auf der Regressionsanalyse von Zeitreihen aus der Wirtschaftsstatistik auf. Mit *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

9 Anwendungen von Umfragedaten in der Konjunkturanalyse und -prognose

ökonomische Zusammenhänge hauptsächlich aus der Entwicklung der eigenen Vergangenheit erklären. Autoregressive Schätzmethoden lassen sich in Konkurrenz zu Indikatoransätzen gut für Kurzfristprognosen nutzen.

Das *iterativ-analytische Verfahren (VGR-Methode)* wird für den klassischen Prognosezeitraum von ein bis zwei Jahren benutzt. 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 sichergestellt. Dabei stehen gleichberechtigt formale wirtschaftsstatistische Verfahren neben nichtformalisierten Ansätzen, die auf der persönlichen Kenntnis des Wirtschaftsgeschehens 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 solcher Form oder in gleicher Stärke in der Vergangenheit noch nicht eingetreten sind (exogene Schocks).

9.2.5 Die ökonometrische Prognose

Die ökonometrische Prognose baut auf der Regressionsanalyse auf. In der heutigen Praxis kommt dem Einsatz von ökonometrischen Strukturmodellen und autoregressiven Schätzansätzen besondere Bedeutung zu. Bei allen ökonometrischen 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 Variablen 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

Strukturmodelle fassen die wichtigsten Beziehungen zwischen den modellbestimmten (endogenen) Variablen und den exogenen Variablen in einem System von Verhaltens- und Definitionsgleichungen zusammen.

- Verhaltensgleichungen bilden die theoretisch angenommenen Reaktionsmuster der Wirtschaftssubjekte ab, die in 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. 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.

- Definitionsgleichungen sichern die Konsistenz des ökonometrischen 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.

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 makroökonomische Relation: $BIP = C + I + X - M$. Diese Gleichung kann zum einen als Ex-post-Identität im Sinne des Güterkontos der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung aufgefasst werden und 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 bei der Konjunkturprognose besteht vor allem darin, dass die zugrundegelegten 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, die neben exogenen Variablen auch zeitverzögerte endogene Variable als Regressoren enthalten, 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) durchführen. 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 Strukturmodellen liegt darin, dass alle exogenen Variablen für den Prognosezeitraum modellextern bestimmt werden müssen. Dies kann zum einen durch einfache Setzung geschehen und 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 ökonomischen 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 naturgemäß einschränkt (Lucas-Kritik). Nach der Lucas-Kritik können sich die Regressionsparameter ökonomischer 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; siehe Lucas Jr. (1976).

Schließlich sind Strukturmodelle am aktuellen Rand bezüglich neuer Informationen im Vergleich zu anderen Prognosemethoden relativ unflexibel. 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).

Ein Beispiel für ein ökonomisches Strukturmodell liefert das folgende 2-Gleichungssystem, das aus einer dynamischen Konsumfunktion (9.1) und einer Einkommensidentität (9.2) besteht:

$$C_t = \beta Y_t + \lambda C_{t-1} + u_{1t} \quad (9.1)$$

$$Y_t = C_t + Z_t \quad (9.2)$$

Die Gleichungen (9.1) und (9.2) 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, β , λ : Regressionsparameter (mit β : marginale Konsumneigung), u_{1t} : Zufallsvariable mit Erwartungswert $E(u_{1t})$ 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:

$$C_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta}{1-\beta} Z_t + \frac{1}{1-\beta} u_{1t} \quad (9.3)$$

$$Y_t = \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} Z_t + \frac{1}{1-\beta} u_{1t} \quad (9.4)$$

Gleichungen (9.3) und (9.4) bilden die reduzierte Form des Modells. Die Ausdrücke $\frac{\beta}{1-\beta}$ und

$\frac{1}{1-\beta}$ sind die aus der komparativstatischen 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 ($t-1 \geq s \geq 0$) zeigen. Zunächst folgt aus (9.3) und (9.4) durch wiederholtes Einsetzen die Finalform des Modells (9.5) und (9.6),

$$C_t = \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^t C_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) Z_{t-s} + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) u_{1t-s} \quad (9.5)$$

$$Y_t = \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^t C_0 + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) Z_{t-s} + \sum_{s=0}^{t-1} \left(\frac{\lambda}{1-\beta}\right)^s \left(\frac{1}{1-\beta}\right) u_{1t-s} \quad (9.6)$$

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 Variablen ausgeübt wird, werden sogenannte impulse response Funktionen verwendet. Im vorliegenden Beispiel kann ein Schock bzw. ein Impuls lediglich von der Zufallsvariablen u_{1s} ausgehen. Dieser Schock beeinflusst unmittelbar den Konsum C_t (weswegen er als stochastischer Konsumschock betrachtet wird) und – über die Einkommensidentität (9.2) – 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 $s = 0, \dots, t-1$ 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: β und λ) 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_t ; vgl. (9.4)). Es gibt allerdings eine Vielzahl ökonometrischer Verfahren, die konsistente und unverzerrte Schätzwerte der Parameter gewährleisten.

Vektorautoregressive Schätzansätze

Seit Beginn der 80er Jahre hat sich eine zweite Klasse von ökonometrischen Prognosemodellen, die sog. vektorautoregressiven Schätzansätze (VAR-Modelle), auf dem Prognosemarkt etabliert; siehe Sims (1980). 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.

Aufgrund der Beschränktheit der Datenmenge ist allerdings 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“ Prognosen⁶ 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.

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

$$C_t = \alpha_{11}C_{t-1} + \alpha_{12}Y_{t-1} + v_{1t} \quad (9.7)$$

$$Y_t = \alpha_{21}C_{t-1} + \alpha_{22}Y_{t-1} + v_{2t} \quad (9.8)$$

⁶ Hängt die Richtigkeit einer Prognose dagegen vom Zutreffen bestimmter Annahmen über exogene Variable ab, so spricht man von einer „bedingten“ Prognose.

oder alternativ in Vektorform:

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

v_{1t} und v_{2t} sind Zufallsvariablen 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 $Cov(v_{it}, C_{t-1}) = Cov(v_{it}, Y_{t-1})$ für $i = 1, 2$ und $Cov(v_{1t}, v_{1t-r}) = Cov(v_{2t}, v_{2t-r}) = 0$ ($r \neq 0$). Die Regressionsparameter α_{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 erstellt werden können.

In vielen Fällen ist es möglich, Strukturmodelle in VAR-Modelle zu überführen. Als Beispiel kann das Strukturmodell 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 (9.3) und (9.4) der reduzierten Form folgt nämlich:

$$\begin{aligned} C_t &= \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta\rho}{1-\beta} Z_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + \beta u_{2t}) \\ Y_t &= \frac{\lambda}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\rho}{1-\beta} Z_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + u_{2t}) \end{aligned}$$

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

$$\begin{aligned} C_t &= \frac{\lambda - \beta\rho}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\beta\rho}{1-\beta} Y_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + \beta u_{2t}) \\ Y_t &= \frac{\lambda - \rho}{1-\beta} C_{t-1} + \frac{\rho}{1-\beta} Y_{t-1} + \frac{1}{1-\beta} (u_{1t} + u_{2t}) \end{aligned}$$

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 α_{ij} , $i, j = 1, 2$ sind jetzt Funktionen der Parameter λ, β der dynamischen Konsumfunktion sowie des Parameters ρ 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 9.7 und 9.8) auch für andere mögliche strukturelle Beziehungen zwischen den Variablen C, Y und Z gültig, was einen zusätzlichen Vorteil von VAR-Modellen darstellt; siehe Kugler (1996).

Da VAR-Modelle prinzipiell nur endogene Variable enthalten, wird ihr dynamisches Verhalten

normalerweise über impulse response Funktionen analysiert. 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_{1t} mit v_{2t} 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 aus dem vorherigen Paragraphen (ergänzt um den AR(1) Prozess für Z_t), dass $v_{1t} = \frac{u_{1t} + \beta u_{2t}}{1 - \beta}$ und $v_{2t} = \frac{u_{1t} + u_{2t}}{1 - \beta}$ gilt, wobei u_{1t} und u_{2t} die eigentlichen exogenen Änderungen in den beiden Variablen C_t und Z_t sind.

Stationäre Zeitreihen und Kointegration

Seit den 80er Jahren ist 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 zugrundeliegen, heute ziemlich grundlegend von denen vor 50 Jahren unterscheiden.

Werden nichtstationäre Variablen aufeinander regressiert, 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 Logarith-

men) stationär. Sie oszilliert um einen (festen) Mittelwert, und ihre Varianz ist im Allgemeinen keine Funktion der Zeit, also konstant.

Durch die Differenzenbildung gehen allerdings 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. Wenn dies der Fall ist, sind die beiden Variablen *kointegriert*. Zum Beispiel 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 es, dass ihre Zeitpfade vom Ausmaß der jeweiligen kontemporären Abweichungen 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. War 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.

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:

$$\Delta C_t = -\gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \zeta_{1t} \quad (9.9)$$

$$\Delta Y_t = \gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \zeta_{2t} \quad (9.10)$$

In diesem Modell reagieren Konsum und Einkommen auf kontemporäre stochastische Schocks (repräsentiert durch die beiden stationären Zufallsvariablen ζ_{1t} bzw. ζ_{2t}) sowie auf die Abweichung in der vorangegangenen Periode vom langfristigen Gleichgewichtswert $C_{t-1} - \eta Y_{t-1}$, wobei γ_1 , γ_2 und η 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 ΔC_t bzw. ΔY_t stationär. Damit müssen die Ausdrücke auf der rechten Seite der beiden Gleichungen ebenfalls stationär sein. Da die beiden Zufallsvariablen ζ_{1t} bzw. ζ_{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 η . 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:

$$\Delta C_t = \varphi_{10} - \gamma_1(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \varphi_{11}\Delta C_{t-1} + \varphi_{12}\Delta Y_{t-1} + \zeta_{1t} \quad (9.11)$$

$$\Delta Y_t = \varphi_{20} - \gamma_2(C_{t-1} - \eta Y_{t-1}) + \varphi_{21}\Delta C_{t-1} + \varphi_{22}\Delta Y_{t-1} + \zeta_{2t} \quad (9.12)$$

Wiederum sind beide Zufallsvariablen ζ_{1t} bzw. ζ_{2t} und alle Terme, die Differenzen ΔC bzw. ΔY 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 Abschnitt 9.2.5 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 γ_1 bzw. γ_2 definieren dabei die Anpassungsgeschwindigkeit. Je größer γ_1 ist, desto schneller reagiert der Konsum auf die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht in der Vorperiode. Umgekehrt würden sehr kleine Werte von γ_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 γ_1 bzw. γ_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.

9.2.6 Das iterativ-analytische Verfahren

Der iterativ-analytische Ansatz ist das umfassendste und flexibelste Prognoseverfahren. Mehr noch als ökonometrische Strukturmodelle basiert dieser Ansatz auf detaillierten Annahmen über exogene Variable und Politikparameter im Prognosezeitraum, 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. Welche Variable aus der eigentlichen Konjunkturprognose heraus erklärt und welche Variablen als Randbedingungen gesetzt werden, kann nicht definitiv, 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 (siehe Weichhardt 1982, S. 11).

Zu den wichtigsten Annahmen, die bei der Prognose der deutschen Konjunktur regelmäßig getroffen werden, zählt 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. 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.

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).

An die Analyse der aktuellen Konjunkturkräfte schließt sich die eigentliche Prognosearbeit an. Abweichend vom Procedere in ökonomischen Strukturmodellen werden beim iterativ-analytischen Verfahren die volkswirtschaftlichen Kerngrößen nicht simultan bestimmt, sondern zunächst unabhängig voneinander geschätzt. Bei diesem ersten Prognoseschritt kann eine Vielzahl ökonomischer Verfahren für die Einzelschätzungen der BIP-Komponenten, des Arbeitsmarkts und des Staatskontos zur Anwendung gelangen. Hinzu kommen nicht-formalisierte, auf der persönlichen Kenntnis des gegenwärtigen und des vergangenen Wirtschaftsgeschehens beruhende Ansätze (intuitive Prognoseverfahren). Sie basieren auf dem theoretischen Wissen und auf der empirischen 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

9 Anwendungen von Umfragedaten in der Konjunkturanalyse und -prognose

Ansätze. Ferner 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 so lange 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 mühelos einbauen. Es gibt keine Begrenzung der Variablenzahl. Aufgrund der Mehrstufigkeit des Verfahrens können die Teilprognosen von Spezialisten erstellt werden, die auf ihrem jeweiligen Arbeitsgebiet über ein großes empirisches Detailwissen verfügen. Der Schätzansatz bietet eine besondere Flexibilität, die es ermöglicht, 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 preisbereinigten BIP) bei Bedarf auch spezielle Schätzgleichungen, zeitreihenanalytische Verfahren oder Indikatoransätze herangezogen werden, was eine Brücke zur ökonometrischen Prognose schlägt. Nachteilig auswirken kann sich allerdings die Komplexität des Verfahrens, da sie die ökonomische Konsistenz der einzelnen Teilschätzungen gefährden kann. Außerdem sind iterativ-analytische Prognosen aufgrund des angewandten Methodenpluralismus intersubjektiv immer nur begrenzt nachvollziehbar.

9.2.7 Die Verwendung von Konjunkturindikatoren bei der Prognose

Für die besonders wichtige Analyse der konjunkturellen Situation am aktuellen Rand und für die Prognose der Entwicklung in den nächsten Monaten werden in der Regel indikatorengestützte Schätzansätze herangezogen. Diese basieren primär auf hochfrequenten Befragungsergebnissen bzw. auf Monatsdaten der amtlichen Statistik (vgl. Übersicht). Indikatorenbasierte Ansätze werden z.B. vom ifo Institut heute regelmäßig für die ökonometrische Kurzfristprognose des preisbereinigten Bruttoinlandsprodukts (IFOCAST, vgl. Carstensen u. a. 2009) und zum Nowcast einzelner preisbereinigter BIP-Verwendungskomponenten (z.B. privater Konsum) eingesetzt (vgl. Lehmann u. a. 2016).

Der Indikatoransatz nützt den systematischen Gleich- bzw. Vorlauf von Konjunkturindikatoren gegenüber den zu prognostizierenden Referenzvariablen aus, die – nach Ablauf der Prognoseperiode – von den statistischen Ämtern ausgewiesen werden. Die meisten Indikatoren stammen von monatlichen, vierteljährlichen 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, Verbraucherpreisindex 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, jedoch nachträglich eingegangener Meldungen später revidiert werden können, was bei Konjunkturprognosen entsprechend berücksichtigt werden muss.

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 einesteils Fragen, die zwar qualitativ angelegt sind, aber auf quantitative Variablen der amtlichen Statistik Bezug nehmen. Der Vorteil, wenn bei den ifo Konjunkturumfragen 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. Ein typisches Beispiel ist die Frage: „Unsere inländische Produktionstätigkeit ist gestiegen (+), etwa gleich geblieben (=) oder gesunken (-)“. 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. „ist gestiegen“: 40 %; „ist etwa gleich geblieben“:

9 Anwendungen von Umfragedaten in der Konjunkturanalyse und -prognose

50%, „ist 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). Die entsprechende monatliche Referenzreihe in diesem Beispiel ist der Produktionsindex aus der Industriestatistik für Deutschland, die wiederum hierzu passende vierteljährliche Referenzreihe ist die Bruttowertschöpfung im Verarbeitenden Gewerbe, die den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen entnommen werden kann.

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 den Konjunkturumfragen des ifo Instituts hervorgehen, gehören etwa die Beurteilung der Fertigwarenlager durch die Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes oder die Erwartungen zur allgemeinen Geschäftslage: „Unsere Geschäftslage wird in den nächsten 6 Monaten voraussichtlich eher günstiger (+), etwa gleich bleiben (=) oder eher ungünstiger (-)“. Bei dieser Frage bleibt 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 Tendenzfragen 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 wie international viel 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.

Der Vorteil qualitativer Indikatoren für die Kurzfristprognose besteht naturgemäß in der besonders raschen Verfügbarkeit (bei monatlichen ifo-Befragungsdaten liegen Ergebnisse bereits in der vierten Woche des Berichtsmonats vor). Daher können gleichlaufende qualitative Indikatoren dazu verwendet werden, bereits vor dem Erscheinen amtlicher Ergebnisse Vorstellungen zumindest von der Entwicklungsrichtung, oftmals aber auch von der Intensität der Veränderungen zu gewinnen. Dies gilt umso mehr im Falle echter Frühindikatoren, wie etwa bei Befragungsdaten, die sich auf Erwartungen und Pläne von Unternehmen beziehen. Weiterhin ist vorteilhaft, dass qualitative Konjunkturindikatoren – bis auf Änderungen von Ergebnissen in saisonbereinigter Form infolge eines größeren 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 den Beurteilungs-Zeitreihen aus monatlichen Konjunkturumfragen des ifo Instituts haben kurzfristige nichtkonjunkturelle Schwankungen einen geringeren Anteil an der Gesamtstreuung als in den meisten quantitativen Reihen (vgl. Lindlbauer 1995). Zudem enthalten qualitative Indikatoren in aller Regel keinen Trend; sie zeigen bis auf saisonale und Zufallseinflüsse

demnach die „reine“ Konjunktur.

Nachteilig macht sich allerdings bemerkbar, dass der Vorlauf der meisten Indikatoren bei einem Befragungshorizont von bis zu sechs Monaten naturgemäß relativ kurz ist. Deshalb können qualitative (wie auch quantitative) Indikatoren konjunkturelle Wendepunkte überhaupt nur dann signalisieren, wenn diese nicht allzu weit entfernt sind. Probleme ergeben sich aus der zeitlich begrenzten Reichweite insbesondere an unteren konjunkturellen Wendepunkten, also bei Prognosen eines beginnenden konjunkturellen Aufschwungs: Hier ist der Vorlauf meist geringer als an oberen Wendepunkten, d.h. beim beginnenden Abschwung. Qualitative Frühindikatoren aus dem ifo Konjunkturtest, 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 zum Auftragsbestand, das Fertigwarenlagerurteil und die Beurteilung der augenblicklichen Geschäftslage (vgl. Nerb 1995).

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 (Wendepunkts-)Prognosen lassen sich deshalb oftmals erst nach Vorliegen von drei Monatsergebnissen (Dreimal-Regel) erstellen, was freilich einen entsprechenden Aktualitätsverlust bedeutet (vgl. Abberger und Nierhaus 2014). Überdies können zum Prognosezeitpunkt verschiedene (quantitative wie qualitative) Indikatoren unterschiedliche Signale in Bezug auf 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 ausfällt.

9.2.8 Summa Summarum

Konjunkturprognosen sind »Wenn-dann«-Aussagen, denen zum Zeitpunkt der Erstellung zwar im Vergleich mit anderen Projektionen eine größere Wahrscheinlichkeit zugebilligt wird, die aber noch nicht einmal besonders hoch sein muss (Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung Jahresgutachten 1964/65, TZ 21). Bei der Evaluation von Prognosen sollte stets im Auge behalten werden, dass die heutzutage gängige Veröffentlichung von punktgenauen Schätzwerten lediglich aus Gründen der mathematisch-statistischen Nachvollziehbarkeit erfolgt. Transparenz und Nachvollziehbarkeit zählen zu den wichtigsten Kriterien für die Güte einer Prognose. Der mit Konjunkturprognosen verbundenen Schätzunsicherheit wurde früher von

den Wirtschaftsforschungsinstituten und auch vom Sachverständigenrat durch auf halbe Prozentpunkte gerundete Veränderungsraten Rechnung getragen. In der heutigen Prognosepraxis wird die Unsicherheit durch Prognoseintervalle sichtbar gemacht, in welche die Punktschätzungen als Mittelwerte eingebettet sind. Die Intervallgrenzen werden aus den Schätzfehlern der Vergangenheit ermittelt, wobei angenommen wird, dass die Prognosefehler normalverteilt sind (vgl. Chatfield 1993).

Anders als in den Naturwissenschaften können fehlerhafte Konjunkturprognosen auch daraus resultieren, dass Projektionen im Gefolge ihrer Rezeption durch die Marktakteure Eigendynamik bis hin zur Selbstzerstörung entfalten können. Denn Prognosen beeinflussen die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte und können so Verhaltensänderungen bewirken. Dies gilt naturgemäß auch für Prognosen, die derartige Rückkopplungseffekte zu berücksichtigen versuchen. Nicht zuletzt aus diesem Grund gelangte Oskar Morgenstern, Mitbegründer der modernen Spieltheorie, bereits 1928 zu dem Schluss, dass zutreffende Prognosen »mit den Mitteln der ökonomischen Theorie und Statistik aus sachlichen Gründen grundsätzlich unmöglich« sind (Morgenstern 1928). Grunberg und Modigliani (Grunberg und Modigliani 1954) zeigten allerdings in einem Existenzbeweis, dass es fehlerfreie Wirtschaftsprognosen auch in einem von Rückkopplungseffekten beeinflussten Marktumfeld geben kann. Empirisch ist das Auftreten von Feedback-bedingten Prognosefehlern umso wahrscheinlicher, je länger der Prognosehorizont ist und je kürzer die wirtschaftspolitischen Entscheidungs- und Wirkungsverzögerungen sind.

Trotz aller Schwächen sind und bleiben Konjunkturprognosen zur Orientierung von Wirtschaft und Politik unentbehrlich. Konjunkturprognosen sind bedingte Wahrscheinlichkeitsaussagen. Auch wenn damit die Unsicherheit im Hinblick auf die Zukunft nicht beseitigt werden kann – Konjunkturforscher sind weder Hellseher noch Propheten –, so können die Prognosen doch dazu beitragen, die Unsicherheit zu verringern. Sie erleichtern damit die Planung der Unternehmen und helfen der Wirtschafts- und Finanzpolitik, sich auf die zukünftige Entwicklung besser einzustellen.

Abbildung 9.1: Ausgewählte Indikatoren für die Kurzfristprognose

Ausgewählte Indikatoren für die Kurzfristprognose

Volkswirtschaftliche Endnachfrage		Volkswirtschaftliches Angebot, Arbeitsmarkt und Preise	
ifo Indikatoren ¹	Andere Indikatoren	ifo Indikatoren ¹	Andere Indikatoren
<p>Privater Konsum</p> <p>In der Verbrauchs- und Gebrauchsgüterindustrie - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>Im Einzelhandel - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Lagerbeurteilung - Umsatzentwicklung</p> <p>Ausrüstungsinvestitionen</p> <p>In der Industrie - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Beurteilung der Auftragsbestände - Kapazitätsauslastung</p> <p>ifo Investitionsumfrage</p> <p>ifo Prognose 100</p> <p>Bauinvestitionen</p> <p>Im Bauhauptgewerbe - Geräteauslastung - Auftragsbestand - Geschäftslage - Geschäftserwartungen</p> <p>ifo Architektenumfrage</p> <p>Vorratsveränderungen</p> <p>Beurteilung der Fertigwarenbestände</p> <p>Exporte</p> <p>In der Industrie - Exporterwartungen - Wettbewerbsposition auf den Auslandsmärkten innerhalb/außerhalb der EU</p> <p>ifo Exportklima</p> <p>ifo World Economic Survey (WES)</p>	<p>Einzelhandelsumsätze</p> <p>Reiseausgaben im Ausland</p> <p>Kfz-Zulassungen privater Halter</p> <p>Indikatorensystem Konsum- und Sparklima (GfK)</p> <p>Auftragseingang aus dem Inland bei den Investitionsgüterherstellern</p> <p>Inlandsatz 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>Differenz zwischen Produktions- und Umsatzindex im Verarbeitenden Gewerbe</p> <p>Auftragseingang aus dem Ausland</p> <p>Warenausfuhr (Spezialhandel)</p> <p>Dienstleistungsausfuhr (Zahlungsbilanzstatistik)</p> <p>Auslandsproduktion</p>	<p>Inländische Produktion</p> <p>Auftragseingang in der Industrie Auftragsbestand - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Produktion in der Industrie Baufähigkeit</p> <p>Produktionspläne in der Industrie</p> <p>Erwartete Bauaktivität</p> <p>Kapazitätsauslastung - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Umsatzentwicklung im Handel</p> <p>ifo Konjunkturumfrage für Dienstleistungen - Geschäftslage - Geschäftserwartungen - Erwartungen hinsichtl. der Nachfrage- bzw. Umsatzentwicklung</p> <p>Importe</p> <p>ifo Importklima</p> <p>Arbeitsmarkt</p> <p>Produktionsbehinderung durch Arbeitskräftemangel - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe</p> <p>Beschäftigterwartungen - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe - im Großhandel - im Einzelhandel - im Dienstleistungssektor</p> <p>ifo Beschäftigungsbarometer</p> <p>ifo Personalleiterbefragung</p> <p>Preise</p> <p>Preiserwartungen - in der Industrie - im Bauhauptgewerbe - im Großhandel - im Einzelhandel - im Dienstleistungssektor</p>	<p>Produktion im Produzierenden Gewerbe</p> <p>Produktion in der Landwirtschaft</p> <p>Auftragsbestand im Verarbeitenden Gewerbe</p> <p>Umsatz im Verarbeitenden Gewerbe</p> <p>Umsätze im Gastgewerbe</p> <p>Umsätze im Großhandel</p> <p>Umsätze im Einzelhandel</p> <p>Monatserhebung im Tourismus</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 (HWWI)</p> <p>Preise im Außenhandel</p> <p>Erzeugerpreise im Inland</p> <p>Baupreise</p> <p>Verbraucherpreise (VPI, HVPI)</p>

1) Aus den ifo Konjunkturumfragen, sofern nicht anders vermerkt.

Quelle: ifo Institut.