

WISSENSCHAFTLICHE DISKUSSIONSPAPIERE

Heft 58

**Ökonometrisches
Simulations- und Prognosemodell
der betrieblichen Berufsausbildung**

- Bericht über die Entwicklungsarbeiten -

Winand Kau
Manfred Lösch

Bonn und Bochum, September 2001

Schriftenreihe
des Bundesinstituts
für Berufsbildung
Der Generalsekretär · Bonn

Bundesinstitut
für Berufsbildung **BiBB**

- Forschen
- Beraten
- Zukunft gestalten

Die WISSENSCHAFTLICHEN DISKUSIONSPAPIERE des Bundesinstituts für Berufsbildung (BIBB) werden durch den Generalsekretär herausgegeben. Sie erscheinen als Namensbeiträge ihrer Verfasser und geben deren Meinung und nicht unbedingt die des Herausgebers wieder. Sie sind urheberrechtlich geschützt. Ihre Veröffentlichung dient der Diskussion mit der Fachöffentlichkeit.

Vertriebsadresse:

Bundesinstitut für Berufsbildung

A 1.2 VÖ

53043 Bonn

Bestell-Nr.: 14.058

Copyright 2001 by Bundesinstitut für Berufsbildung, Bonn

Herausgeber: Bundesinstitut für Berufsbildung,

Der Generalsekretär, Bonn

Internet: www.bibb.de

E-Mail: zentrale@bibb.de

Umschlaggestaltung: Hoch Drei Berlin

Herstellung: Bundesinstitut für Berufsbildung, Bonn

Druck: Bundesinstitut für Berufsbildung, Bonn

Printed in Germany

ISBN 3-88555-712-6

Gedruckt auf Recyclingpapier, hergestellt aus 100 % Altpapier

Simulations- und Prognosemodell der betrieblichen Berufsausbildung

Vorwort

Teil I: Empirische Grundfragen des BIBB-Modells

1.	Einführung	6
1.1	Ökonometrie der betrieblichen Berufsausbildung.....	6
1.2	Plan der Arbeit	7
2.	Vorgehensweise	8
2.1	Wie entsteht ein simulationsfähiges ökonometrisches Modell?	8
2.2	Stärken und Schwächen ökonometrischer Modelle	11
2.3	Aufbau und Strukturmerkmale des BIBB-Modells	13
2.4	Datenbankprobleme	15

Teil II: Theorie der Schätzung und Prognose von Modellen

1.	Einzelgleichungsschätzung	19
1.1	Deskriptive lineare Regression und die Methode der kleinsten Quadrate (OLS)	19
1.2	Das ökonometrische Regressionsmodell und die OLS-Schätzfunktion im Modell mit stochastischen Regressoren	21
1.3	Eigenschaften der OLS-Schätzfunktion und der asymptotische t-Test.....	23
1.4	Spezifikationsprobleme und zugehörige Spezifikationstests.....	24
	a) Durbin-Watson-Test.....	24
	b) Breusch-Godfrey-Test	26
	c) Reset-Test	27
	d) Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung	27
	e) Cusum-Test	28
	f) Multikollinearität.....	29
2.	Cointegration und Fehlerkorrekturmodelle	30
2.1	Integrierte Prozesse und Einheitswurzeln	30
2.2	Scheinregression, Cointegration und Fehlerkorrekturmodelle Anwendungsbeispiel: Bestimmungsfunktion für das verfügbare Einkommen (EVFG).....	34
3.	Systemschätzverfahren.....	39
4.	Modellprognosen.....	41
4.1	Prognosetypen: Ex-post- und Ex-ante-Prognosen, statische und dynamische Prognosen	41
4.2	Berechnungsverfahren und Beurteilungskriterien	44

Teil III: Schätz- und Prognoseergebnisse aus den vier Teilmodellen des Systems

1.	Vorbemerkungen.....	48
2.	Ausgewählte Verhaltensgleichungen aus dem Zentralteil des Modells.....	49
2.1	Überblick.....	49
2.2	Bestimmungsgleichungen für die Neuabschlüsse in Industrie/Handel und Handwerk.....	52
2.2.1	Neue Ausbildungsverträge in Industrie und Handel.....	52
2.2.2	<i>Exkurs: Beschreibung der OLS-Schätz- und Testprozeduren anhand von NIHI</i>	54
2.2.3	Neuabschlüsse im Handwerk	58
2.2.4	Neuabschlüsse der Landwirtschaft und freien Berufe sowie des öffentlichen Dienstes.....	60
2.2.5	Prognosesimulation der Neuabschlüsse insgesamt, Ex-post und Ex-ante.....	61
	a) Ex-post.....	61
	b) Ex-ante.....	63
2.2.6	Gesamtangebot, Gesamtnachfrage, unbesetzte Plätze, unvermittelte Bewerber.....	64
	a) Gesamtangebot (GAAX) und unbesetzte Plätze (UBAX)	64
	b) Gesamtnachfrage (GNA) und unvermittelte Bewerber (UVB).....	66
2.2.7	Prognosesimulationen von GAAX, UBAX, GNA, UVB, ANR Ex-post und Ex-ante.....	67
2.2.8	Kaufmännische und gewerbliche Auszubildende aus Industrie und Handel	69
	a) kaufmännische Auszubildende (AIHK)	69
	b) Gewerbliche Auszubildende.....	70
2.2.9	Prognosesimulation der Auszubildenden im IH-Bereich, Ex-post und Ex-ante.....	71
	a) Ex-post.....	71
	b) Ex-ante.....	72
3.	Verhaltensgleichungen und Ex-post-Prognosen aus dem Hilfsmodell Schüler/Schulabgänge.....	73
3.1.	Überblick.....	73
3.2	Bestimmungsgleichungen für die Schulabgänger aus allgemeinbildenden Schulen ...	74
	a) aus Hauptschulen ohne Abschluss (SAOH).....	74
	b) aus Hauptschulen mit Abschluss (SAMH).....	76
	c) Schulabgänger mit Realschul- oder entsprechendem Abschluss (SA12).....	77
	d) Schulabgänger mit Fachhoch- und Hochschulberechtigung (SA2, „Abiturienten“).....	78
	e) Schüler/Absolventen aus beruflichen Schulen und Studienanfänger	79
4.	Verhaltensgleichungen sowie Ex-post-Prognosen aus dem Hilfsmodell Arbeitsmarkt.....	80
4.1	Überblick.....	80
4.2	Langfristarbeitslose (ALLZ).....	81
4.3	Junge Arbeitslose (JAL).....	82

4.4	Sonstige Arbeitslose (ALR)	84
4.5	Ex-post-Prognosen für die Arbeitslosen.....	85
4.6	Gesamtwirtschaftliches Arbeitsvolumen (AVOL)	86
4.7	Gesamtwirtschaftliche Offene Stellen (OFST)	87
5.	Ausgewählte Verhaltensgleichungen aus dem Konjunkturteil des Gleichungssystems.....	88
5.1	Überblick.....	88
5.2	Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 (BIPR).....	91
5.3	Preisindex des Bruttoinlandsproduktes (PBIP)	93
5.4	Bildungsbudget (BILB)	94
5.5	Ex-post-Prognosen für weitere typische Variablen des Konjunkturteils.....	95
6.	Simulationsanalysen für im Modell verankerte Instrumentvariablen.....	96
6.1	Zur Methode.....	96
6.2	Wirkungsanalysen.....	97
	a) Lohnstückkosten.....	98
	b) Überbetriebliche Berufsausbildung (UBS)	99
	c) Individuelle Ausbildungsförderung (INFP) und Schüler-BAföG (SBAF)	100
7.	Zusammenfassung und Ausblick auf weitere Arbeiten.....	101
	Literatur- und Quellenverzeichnis.....	101

Vorwort

Das ökonometrische Prognose- und Entscheidungsmodell, über das im Folgenden berichtet wird, ist eine Auftragsarbeit des Bundesinstituts für Berufsbildung. Ziel des Vorhabens ist die Entwicklung eines neuen wissenschaftlichen Instrumentes in Gestalt eines Systems aus stochastischen algebraischen Gleichungen. Es soll ein Hilfsmittel für die theoriegestützte Analyse großer Datenmassen und miteinander wechselwirkender Prozesse sein. Das duale System ist bekanntlich eine der Schnittstellen zwischen der Wissensvermittlung und Persönlichkeitsformung im allgemeinbildenden Schulsystem und dem Kenntnis-, Fertigungs- und Erfahrungs- bzw. dem Kompetenzbedarf der Wirtschaft. Da die betriebliche Berufsausbildung somit den Charakter eines Bindegliedes hat, hängt die dort ablaufende Entwicklung sowohl von der nachwachsenden Generation und ihrem Bildungsverhalten, als auch von betriebswirtschaftlichen und konjunkturellen, d. h. die Gesamtwirtschaft betreffenden Vorgängen ab. Will man sich eine Vorstellung von den Bestimmungsgründen und Zukunftsperspektiven des dualen Systems machen, gibt es keinen anderen Weg, als dieses Eingebundensein zu analysieren.

Der Weg dahin führt über die Entwicklung eines auf Zeitreihen gestützten simulationsfähigen ökonometrischen Modells. Ökonometrische Modelle sind einerseits ein Prognoseinstrument. Sie liefern die zu erwartende Entwicklung für – beispielsweise – die nächsten drei Jahre insoweit, wie sie aus der im Modell beschriebenen vergangenen und damit bekannten Entwicklung abgeleitet werden kann. Die Stärke der Ökonometrie liegt andererseits auf dem Gebiet der Entscheidungsfindung, also auf Fragen der Art: was wäre, wenn? Wenn man z. B. die individuelle Ausbildungsförderung in den neuen Ländern abbaut, das Schüler-BAföG mit seiner entlastenden Wirkung auf dem Lehrstellenmarkt einstellt, die überbetriebliche Berufsausbildung steigert bzw. reduziert, oder wenn Konjunktur und Wachstum einen anderen Verlauf nehmen.

Die Entwicklung des ökonometrischen Modells ist daher ein Meta-Projekt, gewissermaßen eine Investition des Bundesinstitutes in einen „Apparat“ zur Unterstützung der wissenschaftlichen Arbeit. Wie jede Investition, ist auch sie mit Unsicherheiten behaftet. Ob sie erfolgreich ist, wird sich zeigen, wenn man das Modell auf konkrete Problemlagen angewendet haben wird. Der nachfolgende Bericht gibt einen Überblick über die Entwicklungsarbeiten. Das Ergebnis ist die Nullversion des Gleichungssystems. Mittelverfügbarkeit vorausgesetzt, wird dieses durch updating zweimal (2002 und 2003) an der Realität gespiegelt und im Lichte der Erfahrungen überarbeitet. Ende 2003 könnte das Gleichungssystem samt Datenbank und Programmen dem Institut übergeben und die Mitarbeiter/-innen, die das System zukünftig betreuen, mittels coaching eingearbeitet werden. Winand Kau hatte bereits Ende der achtziger Jahre ein ökonometrisches Modell des Berufsbildungssystems erarbeitet. Manfred Lösch, Inhaber des Lehrstuhls für Quantitative Analyse (Statistik/Ökonometrie) der Universität Bochum ist Experte in der Anwendung und Weiterentwicklung ökonometrischer Methoden.

Teil I Empirische Grundfragen des BIBB-Modells

1. Einführung

1.1 Ökonometrie der betrieblichen Berufsausbildung

Zu den gesetzlichen Aufgaben des Berufsbildungsberichtes gehört u. a. die Vorausschätzung der Angebots- und Nachfrageentwicklung auf dem Lehrstellenmarkt. Dieser an sich eindeutigen Vorgabe zum Trotz hat man sich stets nur auf die Nachfrageseite konzentriert. Dafür gab es zwei Gründe: Auf der einen Seite ist hier das Prognoserisiko vergleichsweise gering. Die Nachfrage hängt letztlich vor allem von den Schultyp-spezifischen Schulabgängern und ihrem über den Zeitablauf relativ konstanten Bildungsverhalten ab. Auf der anderen Seite glaubte man auf die Vorausschätzung des Angebotes verzichten zu können, weil die prognostizierte Nachfrage für die Wirtschaft Richtwertcharakter haben sollte. Diese Zielmarke hätte die Wirtschaft mindestens zu erreichen, wenn sie ihrer gesellschaftlichen „Ausbildungspflicht“ nachkommen will. Die Betriebe dachten jedoch nicht daran, sich dieser Marschzahl zu unterwerfen. In praktisch jedem zweiten Jahr wurde sie mehr oder weniger deutlich verfehlt. Lag das Ausbildungsplatzangebot doch einmal spürbar über der Nachfrage, dann hatte dies, wie auch im umgekehrten Fall, allein ökonomische Gründe.

Ausbildungsplätze werden von den Unternehmen nicht aus sozialen Motiven angeboten. Vielmehr sind sie das Ergebnis von Entscheidungen, deren Ziel die Sicherung der Ertragskraft ist. Denn der Betriebserfolg hängt neben der Sachkapitalausstattung, neben dem technisch-organisatorischen Wissen der Unternehmensleitung und der Wettbewerbsfähigkeit auf den Produktmärkten, neben Auftragseingang und Kapazitätsauslastung vor allem von der Qualifikation und vom Leistungswillen der Belegschaft, vom betrieblichen Humanvermögen also, ab. In das Humanvermögen wird durch Aus- und Weiterbildung investiert, wenn sich dies im Rahmen des Erwartungshorizontes der Unternehmensleitung „rechnet“. Prognosen des Lehrstellenangebotes sind folglich ein Problemfeld von hoher Komplexität.¹

Um an die Bestimmungsgründe des betrieblichen Ausbildungsplatzangebotes heran zu kommen, gilt es nicht nur, ihre wirtschaftlichen Bedingungen aufzuschlüsseln. Nach aller Erfahrung hängt das Angebot schon wegen der Legaldefinitionen im Berufsbildungsförderungsgesetz auch von der Nachfrage nach Ausbildungsplätzen ab. Folglich ist auch der demographische Kontext des Berufsbildungssystems in Gestalt der die Schulen verlassenden Jugendlichen einschl. ihres beruflichen Wahlverhaltens zu berücksichtigen. Umgekehrt resultieren die Berufswünsche der jungen Leute keineswegs nur aus den sozialisationsbedingten Neigungen. Die Berufswahl richtet sich vielmehr auch an den späteren Karrierechancen und am Arbeitsmarktrisiko aus. Der Verzicht auf die Angebotsvorausschätzung ist für die Berufsbildungspolitik daher nicht hilfreich, denn das Verhältnis von Angebot und Nachfrage im Ausbildungswesen ist sozial- und bildungspolitisch ein sensibler Punkt. Möchte man frühzeitig die Richtung des Marktgeschehens erkennen, um gegebenenfalls korrigierend eingreifen zu können, sei es mit kurzfristig wirkenden Fördermaßnahmen oder durch Modernisierung von Ausbildungsordnungen, sollte man das Potenzial der zu versorgenden Jugendlichen kennen **und** wissen, wie groß Bedarf und Aufnahmebereitschaft der Wirtschaft voraussichtlich sein werden.

¹ Vgl. hierzu SADOWSKI, D. (1980)

Angesichts nicht unbeträchtlicher Nettokosten einer Lehrzeit, für die im Mittel heute rund 30 bis 40 Tsd. DM zu investieren sind,² macht es personalwirtschaftlich keinen Sinn, Lehrlinge einzustellen, die man nach Ausbildungsende wieder entlässt. Denn der Hauptnutzen der Ausgaben in die betriebliche Berufsausbildung stellt sich in aller Regel erst nach Ausbildungsende und Übernahme der Absolventen in ausbildungsadäquate, unbefristete Beschäftigungsverhältnisse ein. Die heutige Ausbildungsentscheidung ist folglich das Substrat des in drei bis vier Jahren erwarteten Bedarfs an Nachwuchskräften. Drei bis vier Jahre sind für die Betriebe eine lange Zeit. Da Planungen für einen für ökonomische Dispositionen entfernten bestimmten Zeitpunkt risikobehaftet sind, handelt es sich bei der Neueinstellung von Lehrlingen, wie bei jeder Investition, um eine Entscheidung unter Ungewissheit.

Das für diesen Komplexitätsgrad besonders geeignete Analyseinstrument ist das auf Zeitreihen gestützte, ökonometrische Prognose- und Simulationsmodell. Dabei handelt es sich um ein System aus zusammenhängenden stochastischen Gleichungen. Jede Gleichung erklärt den Verlauf einer abhängigen Variablen als Funktion eines theoriegestützten und statistisch operationalisierten Bündels von Erklärungsgrößen. Der Systemcharakter des Modells entsteht, wenn die abhängigen Variablen der Gleichungen direkt oder indirekt Erklärungsgrößen in anderen sind und umgekehrt. Dann erhält man einen rückgekoppelten Verbund aus wechselseitig verzahnten und deshalb **gemeinsam abhängig** genannten Variablen.

Der Aufbau eines umfassenden ökonometrischen Modells ist eine Ressourcen bindende Investition in ein wissenschaftliches Werkzeug. Das Gleichungssystem ist ein „Apparat“, dem man Fragen stellen kann und der via Simulation Zugang zu Einsichten eröffnet, die es ohne dieses Instrument nicht geben würde. Beispiele: Von welchen statistisch signifikanten Faktoren hängen Angebot und Nachfrage auf dem Lehrstellenmarkt ab? Wie stark ist der konjunkturelle und der demographische Einfluss? Wie reagieren Angebot und Nachfrage auf Änderungen im Einsatz der Förderinstrumente, wie z. B. des ÜBS-Programms, des Programms der Ausbildungsbeihilfen und des Benachteiligtenprogramms? Wie groß ist die Entlastungswirkung des Schüler-BAföG? Wie verläuft die Lehrstellenentwicklung in den kommenden Jahren? Wie wird die Entwicklung der nächsten Jahre voraussichtlich verlaufen?

Um ein solches Modell aufzubauen, bedarf es zeitraubender Entwicklungsarbeiten. Ist das Modell zum ersten Mal geschätzt und mit Ex-ante-Prognosen für ein Jahr getestet, dann verfügt man lediglich über die Nullversion des Systems. Sie bedarf für eine gewisse Zeit der Beobachtung, während derer die Zeitreihen im Rhythmus des Erscheinens neuer Daten verlängert, die Gleichungen nachgeschätzt und gegebenenfalls das System anhand der Fehlprognosen überarbeitet wird. Wirklich gut wird ein Modell erst, wenn es mehrere Jahre an der Realität gespiegelt und fortentwickelt worden ist. Sein Prognosehorizont, anfänglich nur ein Jahr, dürfte dann zwei bis drei Jahre betragen. Der folgende Bericht hat die vollständige Nullversion des Gleichungssystems zum Gegenstand.

1.2 Plan der Arbeit

Im nächsten Abschnitt findet man eine Art Werkstattbericht über die grundsätzlichen Arbeitsschritte bei der Entwicklung von ökonometrischen Modellen. Alle weiteren Kapitel befassen sich mit der Nullversion des Modells. Im zweiten geht es um den institutionellen Rahmen und die strukturelle Gliederung des aus einem Zentralmodell (betriebliche Berufsausbildung) und

² Vgl. dazu v. BARDELEBEN/REICHT/FEHER (1997)

drei Hilfsmodellen (Schüler/Schulabgänger, Arbeitsmarkt, Gesamtwirtschaft) bestehenden Modells. Daran schließt sich die Behandlung der Probleme an, die mit der Datenbereitstellung zusammenhängen. Dazu gehören: Die Wahl des Stützbereichs; die Methoden zur Ergänzung von Lücken im Datenmaterial; die Behandlung der neuen Länder; Strukturbruchfragen durch die Umstellung der VGR-Daten auf das Europäische System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung sowie die Aufgabenbeschreibung der exogenen Variablen.

Bevor in Teil III Schätz- und Prognoseergebnisse (Ex-post und Ex-ante) für ausgewählte Bestimmungsfunktionen aus allen vier Teilmodellen zu behandeln sind, wird in Teil II die Theorie der Schätzung und Prognose von Modellen behandelt. Ziel des Abschnitts ist es, ökonometrische Methoden der Einzelgleichungsschätzung, der Systemschätzverfahren sowie der statischen und dynamischen Ex-post- und Ex-ante-Prognosen durch Prozeduren der Lösung von Gleichungssystemen (statistisch nicht ganz) fachfremden Lesern nahe zu bringen. Teil IV stellt auf Fragen der Entscheidungsfindung ab. Hier werden drei im Gleichungssystem als erklärende Variable verankerte bildungspolitische Instrumente, nämlich: Förderung der überbetrieblichen Berufsausbildung, Programme der individuellen Ausbildungsförderung durch die Bundesanstalt für Arbeit, Entlastungswirkung des Schüler-BAföG, darauf untersucht, in welcher Stärke sie die Entwicklung von neuen Ausbildungsverträgen beeinflussen können. Um die Konjunkturabhängigkeit der betrieblichen Berufsausbildung einem Test zu unterziehen, werden außerdem Wirkungsanalysen mit der Variablen Lohnstückkosten durchgeführt. Die Frage lautet, wie hätten sich die Lehrstellen entwickelt, wenn die gesamtwirtschaftliche Arbeitskosten- und Produktivitätsentwicklung im Stützbereich des Gleichungssystems einen anderen Verlauf genommen hätte.

2. Vorgehensweise

2.1 Wie entsteht ein simulationsfähiges ökonometrisches Modell?

Ökonometrische Zeitreihenmodelle sind Abbildungen gesellschaftlicher Prozesse in Form von theoriegestützten stochastischen Gleichungssystemen. Das können Bevölkerungs-, Arbeitsmarkt-, Renten- und Sozialversicherungsmodelle, Modelle der öffentlichen Haushaltsbudgets, Konjunktur- und Wachstumsmodelle oder, wie im vorliegenden Fall, die betriebliche Berufsausbildung sein. **Der erste Schritt** jeder Modellierung beginnt mit der Konzipierung des Modellansatzes. Darunter werden, wie die folgenden Leitfragen zeigen, die „Eckwerte“ des Modells verstanden: Mit welchen Variablen wird der ins Auge gefasste Prozess beschrieben? Welche sind endogen und welche exogen, welche sind Gegenstand von Verhaltens- und welche von Definitionsgleichungen? Wie ist der Stützbereich periodisiert? Handelt es sich um ein Vierteljahres-, ein Halbjahres- oder um ein Jahresmodell? Dient das Modell der Erklärung von Verhaltensweisen, ist es ein Entscheidungsmodell oder bildet es die Grundlage für Prognosen? Verhaltens- und Entscheidungsmodelle sind anders zu bestücken als Prognosemodelle. Je größer z. B. die Zahl der exogenen, d. h. außengesteuerten, nicht im Modell erklärten und bei der Prognose generierten Variablen ist, um so geringer ist die Prognose-tauglichkeit des geplanten Systems.

Der zweite Schritt hat die Erstellung der Datenbank zum Inhalt. Meist macht man die Erfahrung, dass nur ein Teil der erforderlichen Variablen direkt statistisch verfügbar ist. Fehlen bei wichtigen Variablen Zeitreihenabschnitte ganz, müssen Ersatz- oder Indikatorgrößen gefunden werden, die mit dem eigentlichen Sachverhalt in engem Zusammenhang stehen. Oft sind die statistisch dokumentierten Reihen unterschiedlich lang. Dann hat man die Wahl, den Stützbereich entweder an der kürzesten Zeitreihe („Geleitzugprinzip“) oder an

einer mittleren Länge auszurichten, wobei die kürzeren Reihen durch Rückwärts-Extrapolation auf volle Länge gebracht werden müssen. Rückwärtsextrapolation setzt jedoch ausreichend lange Ersatzvariablen, die dicht am eigentlichen Sachverhalt angesiedelt sind, voraus. Im Berufsbildungsmodell beispielsweise wurden die neuen Ausbildungsverträge für die ersten zehn Jahre des Stützbereichs (1965–1974) z. B. mit den Auszubildenden im ersten Lehrjahr approximiert. Es gibt jedoch auch Ausbildungsbeginner, die im zweiten Jahr die Lehre antreten (Abiturienten, Absolventen beruflicher Schulen). Auch dafür müssen extrapolierungsfähige Ersatzgrößen gefunden werden. Die dann noch verbleibenden Datenfehler sind unvermeidlich und um des Vorteils ausreichender Stützbereichslänge willen hinzunehmen. Der Stützbereich des Modells, über das hier berichtet wird, umfasst die Jahre 1965-1998. Jede Zeitreihe ist daher 34 Beobachtungswerte lang.

Der dritte Schritt ist die ökonometrische Schätzung, zunächst der einzelnen Verhaltensgleichungen, ohne Rücksicht auf den Systemcharakter des Modells. Für jede Verhaltensgleichung wird zu diesem Zweck die Zustandsform der abhängigen Variablen festgelegt. Die Wahl ist nicht willkürlich zu treffen, sie hängt vor allem von der Trendcharakteristik der Variablen ab. Die üblichen Techniken der Bewertung ökonometrischer Schätzungen setzen stationäre Zeitreihen voraus. Ist die abhängige Variable nicht trenddominiert, wie dies bei Daten der Berufsbildungsstatistik häufig der Fall ist, dann ist die Ausgangsgröße bzw. Niveauvariable die optimale Form. Unterliegt sie dagegen einem starken Trendeinfluss, wie die Größen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung bzw. DM-dimensionierte Größen, dann kann die Variable mittels Wachstumsraten bzw. ersten oder gar zweiten Differenzen (Differenz der Differenz) zumindest näherungsweise stationär gemacht werden (Einzelheiten vgl. Kapitel Theorie der Modellschätzung).

Ist diese Wahl getroffen, folgt die substanztheoretische Modellierung des Gleichungsansatzes. Darunter werden die grundsätzlichen oder übergeordneten bzw. die theoretischen Erklärungsfaktoren für das in der Gleichung dokumentierte Verhalten von Betrieben oder Schulabgängern verstanden. Anschließend wird das substanztheoretische Modell mittels Datenbankvariablen operationalisiert. Aus einem gegebenen Gleichungsansatz lässt sich, z. B. via Differenzentransformation oder Lag- und Quotenbildung von erklärenden Variablen, eine größere Anzahl von a priori gleichwertigen Spezifikationshypothesen ableiten. Die Aufgabe der Schätzung besteht darin, die theoriegemäß und ökonometrisch plausibelste Variante zu finden. Der Selektionsprozess durchläuft vier Stufen:

Erstens, Kleinstquadratschätzung. Prüffragen: Stimmen die geschätzten Koeffizienten im Vorzeichen, und / oder im Betrag, mit den substanztheoretisch geforderten überein. Wenn nein, ist die Erklärende unbrauchbar. Zweitens, wenn ja, sind die Koeffizienten statistisch gegenüber Null gesichert? Wenn nein, Bestimmungsgröße unbrauchbar. Drittens, wenn ja, lassen sich mit Hilfe vorhandener Tests die Hypothesen ablehnen, die eine Autokorrelation und Verletzung der Normalverteilungsannahme der Störvariablen beinhalten, einen Strukturbruch im betrachteten Zeitraum und / oder das Fehlen einer systematischen erklärenden Variablen (Unterspezifizierung) signalisieren? Wenn nein, Gleichung unbrauchbar. Viertens, wenn ja, Entscheidung für die Variante mit dem höchsten korrigierten Bestimmtheitsmaß.

Die Eigenschaften der Störvariablen sind für die Anwendbarkeit der Kleinstquadratmethode ausschlaggebend, denn die Störvariable ist eine latente Größe, die sich der direkten Beobachtung entzieht. Beim Ablauf der Selektionskette kommt es folglich darauf an, dass die Störvariable die „richtigen“ Eigenschaften besitzt. Ist das nicht der Fall, versagen die Lehrbuchtechniken, die theoretische und empirische Modellgüte zuverlässig zu bewerten (t-Test, F-Test), ihren Dienst. Das Problem dabei, man sieht es den t- und F-Werten für sich betrachtet

nicht an, wenn sie irreführend sind. Sind die Residuen z. B. autokorreliert, hängen die geschätzten $u(t)$ von den Realisationen der Störvariablen in Vorperioden ab. Die Störvariable enthält dann systematische Informationen, die in der Gleichung nicht explizit gemacht worden sind. Die Methode der kleinsten Quadrate, die diese Informationen nicht berücksichtigt, ist nicht mehr effizient, da sie die in diesem Fall erhöhte Variabilität der unbeobachtbaren Restgrößen fälschlicherweise auf eine Variabilität der erklärenden Größen zurückführt.

Die Bestimmungsfunktionen eines Vielgleichungsmodells mit gemeinsam abhängigen Variablen auf der rechten Seite der Gleichheitszeichen scheinen sich beim ersten Hinsehen nicht von den Ein-Gleichungsmodellen, mit ausschließlich exogenen erklärenden Größen zu unterscheiden. Doch die Bündelung der Gleichungen ändert ihren Charakter grundlegend. Das Modell wird normalerweise zu einem in der laufenden Periode verschränkten System, mit der Folge, dass eine der unabdingbaren Voraussetzungen für die Kleinstquadratmethode verletzt ist: Die Störvariablen und die übrigen gemeinsam abhängigen Bestimmungsgrößen sind entweder unmittelbar oder auf dem Umweg über das Gleichungssystem synchron (d. h. zum selben Zeitpunkt) voneinander abhängig. Denn setzt man eine Endogene als Erklärende in eine andere Gleichung ein, dann sind die Residuen der ersteren automatisch in den Residuen der zweiten enthalten. Gilt dieser Zusammenhang auch in umgekehrter Richtung, dann entstehen im Kausalgefüge des Gleichungssystems **interdependente** Rückkopplungen (Schleifen). Interdependente Modelle stellen hohe, die Anwendung komplizierende Anforderungen an die ökonometrische Schätzung. Eine interdependente Beziehung entsteht, wenn z. B. $Y1_t$ von $Y2_t$ und gleichzeitig $Y2_t$ von $Y1_t$ abhängt. Wenn jedoch $Y2_t$ statt dessen verzögert von $Y1_{t-1}$ bestimmt wird, wird die Rückkopplung in der laufenden Periode aufgehoben und aus der Interdependenz wird eine Dependenz, d. h. zwischen $Y1$ und $Y2$ entsteht zeitlich ein Kausalitätsgefälle: Zuerst wird $Y1$ in der Vorperiode bestimmt und dann $Y2$ in der laufenden. In dergestalt rekursiv strukturierbaren Modellen ist die Kleinstquadratmethode näherungsweise wieder anwendbar.³

Vierter Schritt: Die Systemschätzung ist jedoch nur die notwendige nicht jedoch die hinreichende Voraussetzung für die analytische Effizienz eines ökonometrischen Modells. Das Zusammenspiel der Gleichungen muss außerdem störungsfrei verlaufen und zu diesem Zweck bestimmten Stabilitätsbedingungen genügen. Stabilität zeigt sich, wenn das Gleichungssystem im Stützbereich Jahr für Jahr, im vorliegenden Fall von 1965, 1966 usw. bis 1998, unter Nutzung der Dynamik des Modells nach den gemeinsam abhängigen Variablen aufgelöst wird. Die Zeitreihe des Lösungsvektors muss von Anfang an eine hinreichend genaue Abbildung aller tatsächlichen Verläufe sein.

Stabilitätsprobleme entstehen insbesondere durch die in den Einzelgleichungen verankerte Dynamik, wenn z. B. eine Variable $Y1$ zum Zeitpunkt t von der Realisation einer Variablen $Y2$ zum Zeitpunkt $t-1$ abhängt. Dabei ist $Y1_t$ die Abhängige einer Gleichung und $Y2_t$ die Abhängige einer anderen. Mit der Ex-post-Prognose von $Y1$ und $Y2$ für das Startjahr des Stützbereichs (1965) steht gleichzeitig der Eingabewert von $Y2$ für die zweite Lösungsrunde (1966) zur Verfügung. Denn zur Bestimmung von $Y2_{1966}$ wird, dem Beispiel entsprechend, $Y1_{1965}$ gebraucht. Dies hat zur Folge, dass sich die Prognosefehler von 1965 nach erneuter Lösung des Gleichungssystems in den Prognosefehlern von 1966 fortpflanzen. Das gleiche gilt für alle weiteren Lösungsrunden bis zum Schlussjahr 1998. Das Ergebnis aller dynamisch verknüpften Lösungsrunden im Stützbereich des Modells wird Totalsimulation genannt.

³ Die Dependenz des Gleichungssystems ist genau genommen noch nicht ausreichend für die Anwendbarkeit der Kleinstquadratmethode. Die Rekursivität verlangt außerdem, dass die Kovarianzmatrix eine Diagonalmatrix ist. Dies ist der Fall, wenn zwischen den Störvariablen verschiedener Gleichungen keine Korrelation besteht. Vgl. SCHNEEWEISS, H. (1971 und 1990)

Wenn Prognosefehler in einem Jahr **nicht** durch entgegengesetzte Prognosefehler in anderen ausgeglichen werden, dann findet unvermeidlich eine Überlagerung statt. Das Gleichungssystem fängt an zu schwingen und entartet durch Aufschaukeln nach wenigen Perioden. Instabile Modelle erzeugen Scheininformationen und sind daher analytisch wertlos. Stabile Modelle lassen sich mit dem unregelmäßigen Kräuseln von Wellen auf einer ansonsten ruhigen Wasseroberfläche vergleichen.

Die praktischen Probleme der Modellökometrie liegen darin, dass die realitätsnahe Approximation gesellschaftlicher Zusammenhänge stets zu großen Gleichungssystemen führt, dass große Gleichungssysteme im ersten Anlauf praktisch immer mehr oder weniger instabil sind und es für die Herstellung von Stabilität keine algorithmische Rezeptur gibt. Hat man nach der ersten Totalsimulation Instabilitäten konstatiert, dann gibt es keine andere Wahl, als durch zeitraubendes Probieren die schwingungserzeugenden Funktionen dingfest zu machen. Dies geschieht durch schrittweises Streichen von Gleichungen und anschließender Totalsimulation des Restmodells. Bleibt die Instabilität danach unverändert, wird die Gleichung wieder eingefügt und die Prozedur so lange wiederholt, bis die Taktgeber gefunden sind. Die destabilisierenden Eigenschaften können von Fehlern in den Variablen, z. B. von starken, nicht kompensierbaren Ausreißern in einer Zeitreihe, oder von Nicht-Linearitäten in den gemeinsam abhängigen Variablen, die fehlervergrößernd wirken, ausgehen. In jedem Fall müssen die Gleichungen so lange modifiziert werden, bis aus dem instabilen Modell ein stabiles geworden ist.

Fünfter Schritt: Ist das Gleichungssystem konsistent geschätzt und beschreibt es im gesamten Stützbereich den tatsächlichen Verlauf der endogenen Variablen hinreichend genau, dann folgt der letzte Funktionstest in Gestalt der Ex-ante-Prognosen für ein nicht zum Stützbereich gehörendes, jedoch statistisch schon bekanntes Jahr. Gute Prognosen sollten nicht nur dicht bei den Beobachtungswerten der gemeinsam abhängigen Variablen liegen, sie sollten auch steigen, wenn es die Beobachtungswerte tun und umgekehrt. Das Programm erzeugt die Prognosen durch Entnahme der exogenen Größen aus der Datenbank und Generierung der gemeinsam abhängigen Variablen des Zieljahres durch Lösung des Gleichungssystems nach den gemeinsam abhängigen Variablen. Aus dieser Konstellation heraus ist es von Vorteil, wenn die Zahl der exogenen, also außengesteuerten Größen im Verhältnis zur Zahl der im Modell generierten so klein wie möglich ist. Denn im echten Ex-ante-Fall, d. h. der Prognostizierung eines in der Zukunft liegenden Zieljahres, sind realitätsnahe Vorgabewerte für die exogenen Variablen erforderlich. Das ideale Prognosemodell wäre folglich eines ohne exogene Größen.

2.2 Stärken und Schwächen ökonomischer Modelle

Durch die Konstanthaltung des Modells bzw. seiner geschätzten Struktur und durch die Abhängigkeit von den exogenen Größen haben die Vorausschätzungen die Eigenschaft bedingter Status-quo-Prognosen. Wie ist das zu verstehen? Die Zukunft ist prinzipiell unbekannt. Um diese erkenntnistheoretische Schranke kann man sich auch mit dem besten Modell nicht herummogeln. Was ein Gleichungssystem zu leisten vermag, wird deutlich, wenn man es mit der Schwungmasse eines Tankers in voller Fahrt vergleicht, der auch dann für eine gewisse Zeit noch auf Kurs bleibt, wenn das Ruder herumgerissen wird. Der Realitätsbezug von Modellen setzt voraus, dass die theoretischen (die eigentlichen) Bestimmungsgründe der Zeitreihen korrekt abgeleitet und so der „Kurs“ der Zeitreihen richtig bestimmt worden ist. Der dem System zu Grunde liegende Prozess sollte gemäß seinen inneren Regelkreisen über so viel Stabilität und Eigendynamik (um im Bild zu bleiben, über

einen massiven und tiefliegenden Schwerpunkt) verfügen, dass die Realität wenigsten zwei bis drei Jahre die alte Richtung beibehält; immer vorausgesetzt, dass es keine unerwarteten, verhaltensändernden Ereignisse („Schocks“) gibt. Ist dies nicht der Fall, oder erweisen sich gar die Vorgabewerte der exogenen Größen im Nachhinein als unrichtig, können auch die Prognosen nicht richtig sein.⁴ Zutreffende Prognoseinformationen findet man selbst mit theoriegestützten Gleichungssystemen nur insoweit, als die Entstehungsgründe der zukünftigen Entwicklung verschlüsselt in der Vergangenheit verborgen und diese latenten Zusammenhänge richtig erkannt worden sind.

Die starken Seiten ökonomischer Modellierungen liegen auf einem anderen Gebiet. Zu den exogenen Größen des Modells, über das im folgenden berichtet wird, gehören die ausbildungsstützenden staatlichen Instrumente: Förderung der Investitionen in überbetriebliche Berufsbildungsstätten, Ausbildungsbeihilfen und Benachteiligtenprogramm der Bundesanstalt für Arbeit sowie Schüler-BAföG von Bund und Ländern, letzteres zur zeitweiligen Entlastung des Lehrstellenmarktes. Das Modell kann nun dazu benützt werden, die Auswirkungen dieser Programme auf die betriebliche Berufsausbildung durch Simulation alternativer Prämissen zu ermitteln.⁵

Zu diesem Zweck stellt man die Frage, wie hätten sich beispielsweise die neuen Ausbildungsverträge im Handwerk entwickelt, wenn man die Fördersummen von Anfang an um 10 % höher angesetzt hätte. Werden die erhöhten Fördersummen statt der tatsächlich verausgabten in das Modell eingesetzt und das System wie gehabt nach den gemeinsam abhängigen Variablen aufgelöst, dann gehen alle Änderungen in der Variable „Ausbildungsverträge im Handwerk“ allein auf den Einfluss der überbetrieblichen Berufsausbildung zurück. Aus den Änderungen kann man Elastizitäten berechnen: 10 % mehr (weniger) Fördermittel ergeben im Mittel x % mehr (weniger) Ausbildungsverträge. Entsprechendes könnte man mit dem Benachteiligtenprogramm machen. Im Hinblick auf die Ausbildungsbeihilfen (das Schüler-BAföG) ließe sich z. B. ermitteln, welche Entwicklung die Ausbildungsverträge genommen hätten, wären die Förderprogramme nicht aufgelegt worden. Auch hier wäre das Ergebnis dieser Simulationsrechnung: Ohne die Ausbildungsbeihilfen (bzw. ohne Schüler-BAföG) wäre die Ausbildungsplatznachfrage im Mittel um x % niedriger (bzw. um x % höher) gewesen. Wenn man weiß, wie die Programme wirken, kann man sie gezielter einsetzen. Die Stärken ökonomischer Modelle liegen folglich auf dem Gebiet der Entscheidungsfindung.

Vor allem an diesem Sachverhalt kann man sich die Bedingtheit modellökonomischer Ex-ante-Prognosen vor Augen führen. Die Instrumentvariablen sollten bekanntlich antizyklisch eingesetzt werden. Wenn Ex-ante-Prognosen aus Status-quo-Sicht erkennen lassen, dass im kommenden Jahr mit einem deutlichen Angebotsdefizit zu rechnen ist, dürften vermutlich die Ausbildungsbeihilfen, das Benachteiligtenprogramm oder möglicherweise auch das Schüler-BAföG erhöht werden. Ziel dieser Maßnahmen ist, das drohende Angebotsdefizit abzufangen, bevor es eintritt. Wenn dies gelingt, dann können die ursprünglichen Status-quo-Prognosen natürlich nicht eintreffen. Würden sie eintreffen, hätte die Berufsbildungspolitik

⁴ Wie schnell wirtschaftliche Schockereignisse Prognosen entwerfen können, zeigen die Vorausschätzungen des Bruttoinlandsproduktes für das Jahr 2001. Noch im Herbst 2000 rechnete man mit einem Wachstum von 3 %. Die dramatische Verschlechterung des Börsenklimas in den USA und der sich daraus ergebenden Abkühlung der globalen Wirtschaft, führte einige Monate später zu einer Halbierung der Prognosen. Hier zeigt sich, dass, anders als beim Wetter, Kurzfristprognosen oft unsicherer als mittelfristige sind.

⁵ Diese Liste des bildungspolitisch verfügbaren Instrumentariums ist nicht vollständig. Zu berücksichtigen ist, dass in der Gemeinschaftsinitiative Ost und in den Bund-Länderprogrammen der Ausbildungsförderung in der zweiten Hälfte der neunziger Jahre erhebliche Summen in die Steigerung der Ausbildungsplatzangebote investiert worden sind. Bei der auf PROSY0 folgenden, ersten Überarbeitungsrunde (PROSY1) werden auch diese Maßnahmen in Form weiterer Instrumentgrößen im Gleichungssystem berücksichtigt.

versagt und die verausgabten Fördersummen wären durch Mitnahmeeffekte wirkungslos verpufft. Der Wert der Prognose hängt folglich nicht davon ab, dass sie eintritt, sondern davon, dass sie unter dem Einfluss der gegensteuernden Berufsbildungspolitik **nicht** eintritt. Eintreffen sollte vielmehr das angepeilte Ziel.

2.3 Aufbau und Strukturmerkmale des BIBB-Modells⁶

Das nachfolgend beschriebene Gleichungssystem besteht aus vier Teilmodellen, einem Zentralmodell und drei Hilfsmodellen mit derzeit 141 Verhaltens- und Definitionsgleichungen. Auf das im Mittelpunkt des Interesses stehende Zentralmodell „Betriebliche Berufsausbildung“ entfallen 42 Gleichungen. Die Hilfsmodelle „Schulabgänger/Schüler in beruflichen Schulen“, „Arbeitsmarkt“ und „Gesamtwirtschaft“ bestehen aus 16, 30 und 53 Gleichungen. Die Hilfsmodelle sind kein Selbstzweck. Sie sollen die Simulations- und Prognosefähigkeit des Zentralmodells sicher stellen. Eine Aufschlüsselung der gemeinsam abhängigen Variablen ist Gegenstand der Abbildung 1.

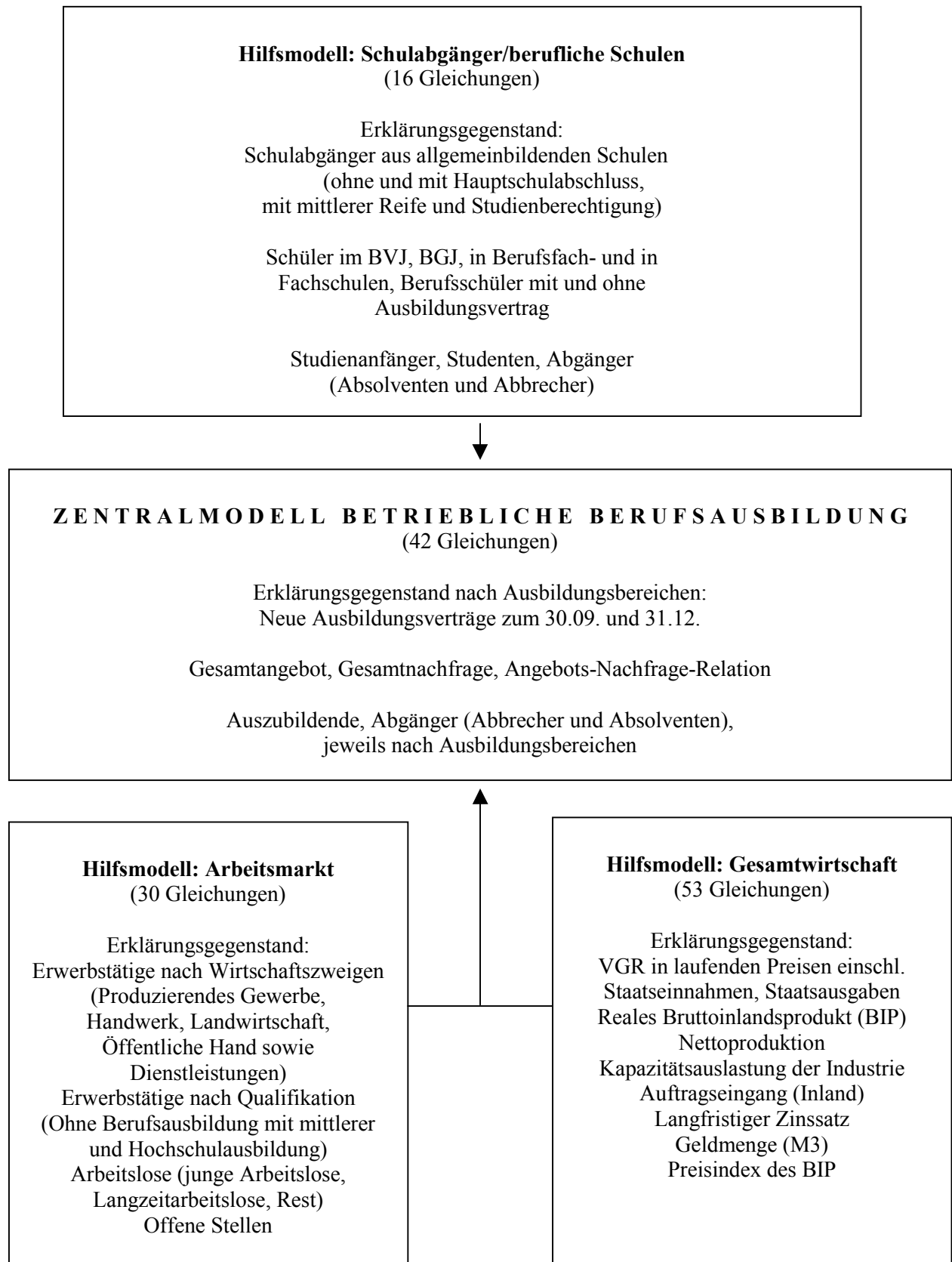
Da das Zentralmodell im Mittelpunkt des Interesses steht, stellt sich die Frage, ob dieses Ziel nicht auch mit einem kleineren Modell zu erreichen gewesen wäre. Zur Beantwortung muss man sich den Systemcharakter der betrieblichen Berufsausbildung vor Augen führen. In der betrieblichen Berufsausbildung treffen vier gesellschaftliche Systeme aufeinander: Die demographischen Prozesse der nachwachsenden Jahrgangskohorten, ihr schulisches und berufliches Bildungsverhalten, der Fachkräftebedarf und das Gewinnstreben der Betriebe sowie die gesamtwirtschaftliche Entwicklung. Die Unternehmen bilden aus, wenn es in ausreichender Zahl qualifizierungsfähige und den Leistungsanforderungen genügende Schulabgänger gibt, wenn sie für die Lehrlinge während oder nach der Ausbildung im Betrieb Verwendung im produktiven Einsatz haben und wenn keine kostengünstigere Form der Nachwuchsrekrutierung, z. B. in Gestalt arbeitsloser Fachkräfte oder von Absolventen beruflicher Schulen, verfügbar ist. Formalisiert lässt sich auch sagen: Die Berufsbildung im dualen System ist eine Funktion der Erklärungsfaktoren: Bevölkerungsentwicklung, Schulabgängerstruktur, Qualifizierungsverhalten, Arbeitsmarkt und Wirtschaftskonjunktur.

Die betriebliche Berufsausbildung hat folglich Schnittstellencharakter und die ökonometrische Modellierung in diesem Problembereich prinzipbedingt eine natürliche Tendenz zur Größe. Würde man sich beispielsweise nur auf das Zentralmodell beschränken, und auf die Endogenisierung der Hilfsmodelle verzichten, d. h. die dort stehenden Variablen exogen lassen, dann schrumpfte das Modell zwar auf weniger als ein Drittel. Die Zahl der exogenen Größen stiege jedoch auf rund 100 an. Prognosen wären unter diesen Umständen wertlos, weil man für die exogenen Größen Vorgabewerte finden muss. Angesichts der Variablenfülle und der astronomisch hohen Zahl von gleich plausiblen Alternativen der Setzung käme letztlich nur Beliebigkeit heraus. In analytisch leistungsfähigen Modellen sind alle prozessbestimmenden Einflussfaktoren endogen, die endogen auch in der Realität sind. Man kann nicht ein Modell dadurch klein und überschaubar machen, indem man willkürlich endogene Größen zu exogenen erklärt.

Den 141 gemeinsam abhängigen Variablen des Modells stehen 15 exogene Größen gegenüber. Im Einzelnen sind das vier Altersjahrgänge (16 und 19 Jahre, 20-25 Jahre, 26-30 Jahre). Die Bevölkerungsentwicklung ist nicht Gegenstand des Modells. Vorgabewerte für sie zu fin-

⁶ Das Modell stützt sich auf Erfahrungen, die mit einem früheren, ähnlich strukturierten Gleichungssystem gewonnen worden sind. Vgl. dazu KAU (1990).

Abbildung 1: Überblick über die gemeinsam abhängigen Variablen des Gleichungssystems



den ist einfach, weil diese Personen im Prognosezeitpunkt mit Ausnahme der bis zum Prognosehorizont (etwa zwei bis drei Jahre) fort- und zuwandernden existent sind. Man muss die bestehenden Zahlen nur entsprechend fortschreiben. Abweichungen durch Sterbefälle kann man in diesen Altersgruppen vernachlässigen.

Exogen sind ferner fünf berufsbildungs- und arbeitsmarktpolitische Instrumente: Das Benachteiligtenprogramm, die ÜBS-Förderung, die Berufsausbildungsbeihilfen der BA, das Schüler-BAföG sowie die Zahl der in Fördermaßnahmen befindlichen Erwerbspersonen. Die letzteren werden im Modell „versteckt Arbeitslose“ genannt. Dazu gehören Personen in ABM- und SBG- und Vollzeit-Weiterbildungsmaßnahmen, sowie Empfänger von Vorruhestands- und Altersübergangsgeld. Diese Fördermaßnahmen sind ein wirksames Mittel zur Entlastung des Arbeitsmarktes. Der Bundesbank (EZB-)Basiszinssatz ist gleichfalls eine Instrumentgröße und die Lohnstückkosten sind exogen, weil sie zu einem großen Teil von den Tarifverhandlungen abhängen und insoweit auch Instrumentcharakter haben.

Auftragseingänge aus dem Ausland, Rohölpreis und DM/Dollarwechsellkurs unterliegen der Außensteuerung. Sie beeinflussen die gesamtwirtschaftliche Nachfrage- und Preisentwicklung und damit die Differenz zwischen dem realen und nominalen Bruttoinlandsprodukt. Beide Größen sind wichtige Maßzahlen der Konjunkturentwicklung, die ihrerseits wiederum für das Ausbildungsklima mit verantwortlich sind. Die inländische Preisentwicklung wird durch den Preisindex des Bruttoinlandsproduktes approximiert.

Bei der letzten exogenen Variablen handelt es sich um eine Befragungsvariable des Institutes für Demoskopie Allensbach. Zum Ende eines jeden Jahres führt das Institut eine Repräsentativerhebung mit einer seit den 50er Jahren identischen Frage durch: „Sehen Sie dem kommenden Jahr mit Hoffnungen oder Befürchtungen entgegen“. Obwohl sich die Befragung an die Bevölkerung und nicht an Betriebe richtet, haben sich die prozentualen Anteile für „mit Hoffnungen“ als zuverlässiger Frühindikator für die zu erwartende Konjunkturentwicklung erwiesen. Die Indikatorvariable zeigt frühzeitig Umbrüche in den Erwartungen an. Sie hat gewissermaßen die Charakteristik einer Lead-Variablen und kann deshalb keine gemeinsam Abhängige sein. Die Eigenschaft der Endogenität setzt Abhängigkeiten zur laufenden Periode oder zu Vorperioden voraus.

2.4 Datenbankprobleme

Der Stützbereich des Modells besteht aus den Beobachtungswerten der Jahre 1965-1998. Eine vollständige Datenbank dieser Länge zu erstellen, war im Datenfeld des Berufsbildungssystems mit einigen Schwierigkeiten verbunden. Die amtliche Berufsbildungsstatistik war in den 60er Jahren und Anfang der 70er Jahre noch lückenhaft. Für die drei Lehrjahre umfassende Bestandsstatistik der Auszubildenden, vom Statistischen Bundesamt erstellt, gibt es ausreichend lange Zeitreihen. Die Bundesstatistik ist jedoch eine Jahresendstatistik, wohingegen das duale System, mit Beginn am ersten Oktober, schuljahrbezogen ist. Sollte sich z. B. im Frühjahr herausstellen, dass die Lehrstellensituation im Herbst eine ungünstige Entwicklung nehmen könnte, wird der Bildungsminister mit geeigneten Gegenmaßnahmen eingreifen wollen. Schließlich muss er im bis März des nächsten Jahres vorzulegenden Berufsbildungsbericht vor dem Bundestag Rechenschaft ablegen. Statistische Informationen zur Evaluierung seiner Maßnahmen kämen am 31.12. zuzüglich des unvermeidlichen Daten-Aufbereitungs- und Berichterstellungs-Lags viel zu spät.

Die für die Darstellung des Ausbildungsgeschehens so wichtigen neuen Ausbildungsverträge sind erstmals mit dem Ausbildungsplatzförderungsgesetz (1976) und dem auf dieses Gesetz

zurückgehenden jährlichen Berufsbildungsbericht auf den Stichtag 30.09. vorverlegt worden. Seitdem gibt es neben der Vertragszählung des Statistischen Bundesamtes zum Stichtag 31.12., die Zählung der Ausbildungsverträge, welche in der Zeit vom 01.10. eines Jahres bis zum 30.09. des folgenden abgeschlossen worden sind und bis zum Schluss noch bestanden. Beide Zählungen, die letztere durch das BIBB, sind Vollerhebungen.

Die Neuabschlüsse zum 31.12. unterscheiden sich von denen des 30.09. hauptsächlich durch die Differenz zwischen den Vertragslösungen in der dreimonatigen Probezeit und den in dieser Zeit nachvermittelten Lehrstellenbewerbern. Beide Vertrags-Datenreihen zeigen im Verbund einen vollständigeren Überblick über das aktuelle Ausbildungsgeschehen, als die 30.09.-Daten allein. Die 30.09.-Reihen sind die Erfolgskontrolle für das Ausbildungsengagement der Wirtschaft und für das im Frühjahr gegebenenfalls aufgelegte Förderprogramm. Die Jahresend-Daten der Neuabschlüsse sind das Spiegelbild der zusätzlich getroffenen Nachbereitungsmaßnahmen. Auf Grund dieser Zusammenhänge müssen beide Sonderformen der Ausbildungsbeginner, und zwar in der Unterteilung nach Ausbildungsbereichen, gemeinsam Abhängige des Gleichungssystems sein.

Die erste Vollerhebung der 30.09.-Daten fand für das Ausbildungsjahr 1977/1978 statt. Für einige Jahre davor (bis 1975) hat man die Ausbildungsverträge auf der Grundlage eines überprüften Datenentstehungsmodells rückgerechnet. Doch für die Jahre 1965 bis 1974 mussten Ersatzdaten beschafft werden, die so nahe wie möglich bei den Vertragszahlen liegen sollten, die man hätte, wären sie, wie in den späteren Jahren, durch Vollerhebung ermittelt worden. Das dazu verwendete regressionstechnische Verfahren der Rückwärts-Extrapolation stützte sich einerseits auf die Auszubildenden insgesamt. Bei dreijähriger Ausbildungszeit werden im Mittel Jahr für Jahr ein Drittel der Auszubildenden durch Neueintritte ersetzt. Zum anderen bezogen sie sich auf die Auszubildenden im ersten Lehrjahr. Beide Referenzreihen sind im vollen Zeitraum verfügbar. Die Mittelwerte aus den beiden Schätzungen ergaben die gesuchten Ersatzdaten für die Neuabschlüsse zum Stichtag 30.09. Mit diesen konnten, gleichfalls regressionstechnisch, die fehlenden 31.12.-Daten geschätzt werden.

Diese Art der Datenbestimmung ist natürlich mit Fehlern behaftet, die sich in unerwünschten Eigenschaften der Störvariablen niederschlagen können. Sichtbar werden sie z. T. in den späteren Verhaltensgleichungen, wenn im fraglichen Zeitraum so genannte Ausreißer auftreten. Das sind Schätzfehler, die an einzelnen Zeitpunkten den doppelten Standardfehler (Zwei-Sigma-Grenze) der Gleichung überschreiten. Dann gibt es zwei Möglichkeiten: Entweder man benutzt die Verhaltensgleichung um die Abhängige gewissermaßen in einer zweiten Stufe noch einmal zu korrigieren, oder man neutralisiert die Ausreißer durch Einsetzen von Null-Eins-Dummyvariablen. Letztere hat den Vorzug, dass die Variablenfehler zumindest sichtbar bleiben. Gewählt wurde aus diesem Grunde die zweite Möglichkeit.⁷

Mit den Zeitreihen für die Neuabschlüsse zum Jahresende lässt sich eine Bilanzgleichung aufstellen, nach welcher die Auszubildenden (AZB) des laufenden Jahres sich aus den Auszu-

⁷ Bei dieser Rückwärts-Extrapolation wurden statistische Zusammenhänge aus 24 Beobachtungswerten (1975 – 1998) auf einen um zehn Jahre längeren Modellzeitraum übertragen. Das Verhältnis 10 zu 24 (=42 %) ist nicht besonders günstig. Allerdings ist der Vorteil eines erheblich längeren Stützbereichs für **alle** Bestimmungsgrößen höher zu veranschlagen, als mögliche Datenfehler in einigen Variablen. Außerdem ist zu berücksichtigen, dass das vorliegende Modell die Nullversion des Vorhabens ist. Die endgültige Version des Modells wird nach zwei zusätzlichen Update-Runden aus einem um vier Perioden längeren Stützbereich bestehen. Da die Rückwärts-Extrapolation wiederholt wird, verbessert sich die Relation entsprechend. Wird der Schätzzeitraum letztendlich um vier Perioden nach vorne verschoben (1969-2003), dann sinkt das Extrapolations-Verhältnis sogar auf 6 zu 34 (=18 %). Da dann die Vorteile des Verfahrens die Nachteile klar überwiegen, müsste die Prozedur der Datenrekonstruktion vertretbar sein.

bildenden des Vorjahres ergeben, wenn man die laufenden Neuabschlüsse (NAA) hinzuaddiert und die laufenden Abgänger (ABG) abzieht: $AZB_t = AZB_{t-1} + NAA_t - ABG_t$. Da die AZB und NAA bekannt sind, kann man die Abgänger, das sind die Absolventen **und** Abbrecher, definitiv durch Umstellen der Bilanzgleichung bestimmen: $ABG_t = NAA_t - D[AZB_t]$. Darin ist „D“ der Differenzenoperator. Die Abgänger sind als Maß für die Zahl der grundsätzlich wieder besetzbaren Ausbildungsplätze von Bedeutung. Gibt es mehr Neueintritte als Abgänger, dann steigt die Zahl der Ausbildungsverhältnisse und umgekehrt.

Ein statistisch kompliziertes Datenkapitel entsteht durch das Hinzutreten der neuen Länder. Ab 1991 hat man es genau genommen mit zwei Teilsystemen zu tun. Dies hat zur Folge, dass für die neuen Länder in der Nullversion des Gleichungssystems nur acht Beobachtungswerte zur Verfügung stehen, aus denen sich kein ökonometrisches Modell bilden lässt. Die Lösung konnte daher nur lauten, die neuen und alten Länder in einem einheitlichen Gleichungssystem mit aufaddierten Variablen zusammenzufassen. Dadurch machen alle Modellvariablen ab 1991 einen Sprung nach oben.

Die Aggregation stellt statistisch keine unlösbaren Probleme, wenn abhängige und unabhängige Variablen unverzögert aufeinander treffen. Ist das nicht der Fall, dann befindet sich an der Sprungstelle die Abhängige bereits im Jahr 1991, während einige oder alle Bestimmungsgrößen durch die Lagbildung noch im Jahr 1990 oder früher sind. Das Resultat ist folglich ein abrupter Datenstrukturbruch. Das dafür bestens geeignete Hilfsmittel ist die Einführung einer 0,1-Sprungvariable, die 1991 den Wert 1 annimmt und sonst gleich Null ist.

Schwieriger zu bewältigen sind Unterschiede im Verhalten. Das Ausbildungsverhalten der ostdeutschen Betriebe entstammt zumindest anfänglich einem anderen Sozialisationssystem als das der westdeutschen Unternehmen. Hinzu kommen die wirtschaftlichen Anpassungsprobleme, mit denen die ostdeutsche Wirtschaft im Übergang zu kämpfen hatte. Für ostdeutsche Betriebe, vor allem des Handwerks und der Kleinindustrie (industrielle Großbetriebe gibt es kaum), stehen insbesondere die Kosten der Lehrlingsausbildung im Vordergrund. Anfangs vertraten die Betriebe vielfach den Standpunkt, für die Qualifikation der Erwerbspersonen habe allein der Staat zu sorgen. Dies machte in den ersten Jahren beträchtliche Förder- und Kostensenkungsprogramme der Bundesregierung erforderlich, die mittlerweile zurückgeführt werden. Es sieht so aus, als würden die neuen Länder ihre Einstellung allmählich auf die westdeutsche Sichtweise umstellen, bei welcher die Lehrlingsqualifizierung angesichts großer, auf die betrieblichen Arbeitsabläufe ausgerichteten Vorzüge, die originäre Aufgabe der Betriebe ist.

Auch dieses Datenproblem musste mangels besserer Alternativen statistisch mit geeignet dosierten Dummyvariablen angegangen werden. Aus theoretischen Vorüberlegungen heraus war es sinnvoll, von den folgenden Alternativen auszugehen: Die erste (DOS) besteht bis 1990 aus Nullen, ab 1991 aus Einsen. Sie unterstellt, ostdeutsches Ausbildungsverhalten unterscheidet sich auf Dauer vom westdeutschen, ein Konvergieren findet nicht statt. Die zweite (DOS1) unterscheidet sich von der ersten dadurch, dass die ostdeutsche Verhaltensbesonderheit ab 1996 mit konstanten Schritten teilweise aus dem System hinauswächst: Bis 1990 = 0; 1991-1995=1; 1996 = 0.9, 1997 = 0.8, ... 2000 und in allen weiteren Jahren = 0.5. In der dritten Variante (DOS2) wird eine schnellere und schließlich vollständige Konvergieren im Verhalten unterstellt: Bis 1990 = 0; 1991-1995 = 1; 1996 = 0.8, 1997 = 0.6 usw., ab 2000 = 0. Im Vorgriff auf Teil III über ausgewählte Schätzergebnisse sei gesagt, dass mit diesen drei Sonderformen gut hinzukommen war.⁶

⁶ Auch hier ändert sich die Informationsbasis im Zuge der Update-Runden nicht unerheblich (vgl. Fußnote 5). Zur Approximation ostdeutscher Verhaltensweisen hat man dann nicht mehr nur 8, sondern 13 Beobachtungswerte zur Verfügung.

Teil II Theorie der Schätzung und Prognose von Modellen

1. Einzelgleichungsschätzung

1.1 Deskriptive lineare Regression und die Methode der kleinsten Quadrate

Jede Verhaltensgleichung eines Modells bildet aus ökonomischer Sicht einen linearen Regressionsansatz

$$y_t = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K} \quad ,$$

in dem die Variable y mit Hilfe der K Regressorvariablen x_1, \dots, x_K für die Zeitpunkte $t = 1, \dots, T$ eines vorgegebenen, T Zeitpunkte umfassenden Zeitraumes erklärt werden. Der Zeitraum 1965 bis 1998, der bei der Konstruktion des Modells unterstellt wird, umfasst $T = 34$ Zeitpunkte, und $t = 1$ entspricht dem Jahr 1965, $t = 2$ dem Jahr 1966 usw. Für die K Koeffizienten β_1 bis β_K des Regressionsmodells sind nun Zahlenwerte so zu bestimmen, dass der gewählte Regressionsansatz mit den vorliegenden Beobachtungswerten y_t und $x_{t,1}, \dots, x_{t,K}$ „verträglich“ ist, d. h. die obige Gleichung für alle T Zeitpunkte nahezu erfüllt ist. Nach Einsetzen der Beobachtungswerte für alle Zeitpunkte erhält man ein lineares Gleichungssystem mit T Gleichungen in den K unbekanntem Regressionskoeffizienten. Das Gleichungssystem besitzt in der Regel keine Lösung, wenn die Anzahl T der Zeitpunkte größer ist als die Anzahl K der erklärenden Variablen. In diesem Fall treten Residualgrößen

$$u_t := y_t - [\beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K}]$$

auf, egal wie β_1, \dots, β_K numerisch festgelegt werden. Daher führt man in Regressionsmodellen ein Residuum u_t auf:

$$y_t = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K} + u_t \quad .$$

u_t steht zunächst für die in der Regel unvermeidbare Abweichung zwischen dem tatsächlichen Beobachtungswert y_t und dem durch den Regressionsansatz bestimmten Wert

$$\hat{y}_t := \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K} \quad .$$

Das *Prinzip der kleinsten Quadrate (KQ-Prinzip)*, das auf GAUSS (1809) zurückgeht, verlangt nun, die Koeffizienten β_1, \dots, β_K so zu bestimmen, dass die Abweichungen u_1, \dots, u_T in ihrer Gesamtheit in dem Sinne minimal werden, dass die Summe der Abweichungsquadrate minimal wird:

$$\min_{\beta_1, \dots, \beta_K} \sum_{t=1}^T u_t^2 = \sum_{t=1}^T [y_t - (\beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K})]^2$$

Das KQ-Prinzip hat z. B. gegenüber dem analogen Kriterium $\min_{\beta_1, \dots, \beta_K} \sum_{t=1}^T |u_t|$, bei dem nicht die quadrierten Abweichungen, sondern die absolut genommenen Abweichungen be-

trachtet werden, den Vorteil, dass die Aufgabenstellung auf die Lösung eines linearen Gleichungssystems, dem so genannten *Normalgleichungssystem* zurückgeführt werden kann. Dies besitzt immer mindestens eine KQ-Lösung $\hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_K$ und die praktische Bestimmung dieser KQ-Lösung mit Hilfe geeigneter numerischer Verfahren stellt kein Problem dar. Zu beachten ist aber, dass aufgrund der Quadrierung der Abweichungen große Abweichungen überproportional bei der Lösung der Minimierungsaufgabe berücksichtigt werden. Das KQ-Verfahren gilt daher als ausreißerempfindlich, d. h. ein einziger untypischer Beobachtungswert kann dazu führen, dass der für die restlichen Beobachtungen vorliegende stabile Zusammenhang nicht als KQ-Lösung bestimmt wird. Einen Hinweis auf mögliche Ausreißer können die KQ-Residuen

$$\hat{u}_t := y_t - [\hat{\beta}_1 x_{t,1} + \dots + \hat{\beta}_K x_{t,K}]$$

geben. Residuen, die betragsmäßig größer sind als das Doppelte ihrer Standardabweichung $s = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}$, können auf Ausreißer hinweisen.¹

Die KQ-Lösung ist immer dann eindeutig, wenn keine Zeitreihe einer erklärenden Variablen sich schon mit Hilfe der Zeitreihen der restlichen Regressoren in Form einer Linearkombination darstellen lässt, d. h. wenn es keine exakte lineare Beziehung zwischen den Regressoren gibt, die für alle Zeitpunkte erfüllt ist. Ist die Voraussetzung verletzt, so spricht man von *Multikollinearität* und das KQ-Problem besitzt keine eindeutige Lösung. Die meisten ökonometrischen Software-Pakete brechen dann die Berechnung unter Angabe einer Fehlermeldung ab. Will man dieses Problem vermeiden, so ist notwendig die Bedingung $K \leq T$ zu beachten, d. h. die Anzahl K der erklärenden Variablen darf nicht größer sein als die Anzahl T der Beobachtungszeitpunkte. Von praktischer, weitaus größerer Bedeutung ist die *Quasi-Multikollinearität*, bei der die Regressoren zwar nicht exakt, aber nahezu linear abhängig sind. In diesem Fall existiert eine eindeutige Lösung, man erhält bei der Berechnung keine Fehlermeldung, die KQ-Lösung ist aber sehr unzuverlässig in dem Sinne, dass schon eine kleine Änderung eines Beobachtungswertes zu vollkommen, z. B. im Vorzeichen anderen KQ-Koeffizienten führen kann. Wie man diese für die Praxis gravierende Problemstellung erkennt, wird weiter unten behandelt.²

In der Regel enthalten Regressionsmodelle ein *Absolutglied*, d. h. einen Koeffizienten β_1 , zu dem keine Variable aufgeführt wird:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K} + u_t.$$

Die Bedeutung des Absolutgliedes β_1 liegt darin, dass man davon ausgeht, dass selbst, wenn alle Regressoren den Wert Null besitzen, y einen von Null verschiedenen Wert, nämlich β_1 aufweist. Regressionsmodelle, die ein Absolutglied besitzen, heißen *inhomogen*. Zu beachten ist, dass bestimmte Maßzahlen und Tests ein inhomogenes Modell voraussetzen. Ferner ist zu beachten, dass man dem Absolutglied β_1 die Dummyvariable $x_{t,1} = 1$ für alle Zeitpunkte

¹ Zur Analyse und Behandlung der Ausreißerproblematik vgl. z. B. DAVIDSON/MACKINNON (1993), S. 32 ff.

² Eine eingehende Darstellung des Multikollinearitätsproblems ist z. B. zu finden in LANGE/SCHIPS (1977).

$t = 1, \dots, T$ zuordnen kann. Diese Variable ist in einem inhomogenen Modell immer bei der Ermittlung der Gesamtzahl K der erklärenden Variablen mitzuzählen. Im übrigen lässt ein beliebiger berechneter Regressionskoeffizient $\hat{\beta}_k$ die Interpretation zu, dass sich y absolut um $\hat{\beta}_k$ erhöht, wenn man x_k um eine Einheit erhöht und alle anderen erklärenden Variablen unverändert bleiben.

Wie gut sich mit Hilfe eines gewählten Regressionsmodells die Variable y erklären lässt, kann für inhomogene Regressionsmodelle mit Hilfe des *Bestimmtheitsmaßes*

$$R^2 := \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} = 1 - \frac{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad \text{mit} \quad \bar{y} := \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$$

beurteilt werden, das nur Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann. R^2 misst, wie viel der Variabilität von y durch jene von \hat{y} , also durch das Regressionsmodell erfasst wird. Je näher R^2 bei 1 liegt, umso besser ist die Anpassung. Gilt $R^2 = 1$, dann treten keine Residuen auf, die Anpassung ist also perfekt. Für Regressionsmodelle, die später für die Prognoseberechnung herangezogen werden, sollte nach Möglichkeit ein R^2 von mindestens 0.98 vorliegen. Vergleicht man zwei Regressionsansätze für dieselbe Variable y , so greift man auf das *korrigierte Bestimmtheitsmaß*

$$\bar{R}^2 := R^2 - \frac{K-1}{T-K} (1 - R^2) = 1 - \frac{T-1}{T-K} (1 - R^2)$$

zurück, das die Anzahl K der erklärenden Variablen bestrafend berücksichtigt. Man bevorzugt bei einem Vergleich dann die Variante, die das höhere \bar{R}^2 aufweist. Zu beachten ist, dass $\bar{R}^2 \leq R^2$ gilt und \bar{R}^2 auch negative Werte annehmen kann.

1.2 Das ökonometrische Regressionsmodell und die OLS-Schätzfunktion im Modell mit stochastischen Regressoren

Die bisherige Betrachtungsweise war rein deskriptiv, d. h. keine der auftretenden Variablen besitzt einen Zufallscharakter und die vorliegenden Werte werden nicht als Stichprobenwerte aufgefasst, auf deren Basis inferenzstatistische Verfahren wie Schätzungen und Hypothesentests zur Anwendung kommen können. Ein erster Ansatz zur Formulierung eines stochastischen und damit ökonometrischen Modells besteht darin, die Residuen u_t als unbeobachtbare Zufallsvariablen zu betrachten, die eine Aggregation aller Variablen bilden, die nicht bei den explizit aufgeführten Regressoren x_1, \dots, x_K berücksichtigt wurden, aber dennoch einen Einfluss auf y ausüben. Wegen des funktionalen Zusammenhangs $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_K x_{t,K} + u_t$ zwischen y und u ist dann zumindest auch y_t eine Zufallsvariable, die im Gegensatz zu u_t beobachtbar ist, da jetzt die vorliegenden Werte y_t als Beobachtungswerte verstanden werden. Die Koeffizienten β_1, \dots, β_K bilden unbekannte Modellparameter, für die Schätzungen mit Hilfe eines geeigneten Schätzverfahrens bestimmt werden müssen. Fasst man die sich aus der Anwendung des KQ-Prinzips ergebende Vorschrift zur Bestimmung von β_1, \dots, β_K als Schätzvorschrift auf, so wird die zugehörige Schätzfunktion *gewöhnliche Kleinst-Quadrat-Schätzfunktion* genannt, für die aufgrund der

englischsprachigen Bezeichnung *ordinary least squares estimator* im Folgenden auch der Name *OLS-Schätzfunktion* verwendet wird.

Für eine ökonometrische Auswertung des Regressionsmodells müssen die jetzt auch als *Störvariablen* bezeichneten Residuen u_t bestimmte Voraussetzungen erfüllen. Damit die OLS-Schätzfunktion geeignete Eigenschaften besitzt und die auf ihr basierenden Tests gültig sind, verlangt man, dass die Störvariablen u_t den Erwartungswert Null besitzen ($E(u_t) = 0$), zu jedem Zeitpunkt dieselbe Varianz aufweisen (*Homoskedastizität* der Störvariablen: $V(u_t) = \sigma^2$ für alle Zeitpunkte t) und Störvariablen verschiedener Zeitpunkte nicht korreliert sind. Die erste Bedingung stellt sicher, dass die nicht explizit aufgeführten, in u_t zusammengefassten Größen, im Durchschnitt keinen Einfluss auf y_t ausüben. Der später vorzustellende RESET-Test überprüft diese Annahme. Die Bedingung der Homoskedastizität kann in der Regel im Rahmen von Regressionsmodellen, die mit Zeitreihendaten arbeiten, die keine zeitabhängigen Volatilitäten aufweisen, als erfüllt angesehen werden. Zeitabhangige Volatilitaten weisen z. B. Aktienkurse und Renditen auf. Homoskedastizitat spielt bei dem betrachteten Modell keine Rolle und wird nicht weiter untersucht. Tests auf Autokorrelation der Residuen sind im Rahmen von zeitreihenanalytischen Betrachtungen von groer Bedeutung. Es sei schon hier auf den DURBIN-WATSON-Test und den BREUSCH-GODFREY-Test hingewiesen.

Das klassische lineare Regressionsmodell setzt voraus, dass die erklarenden Variablen keinen stochastischen Charakter besitzen, dass sie quasi die Versuchsbedingungen festlegen, unter denen ein Wert fur die erklarte y-Variable beobachtet wird. Regressionsmodelle, die Zeitreihenvariablen modellieren, zeichnen sich in der Regel dadurch aus, dass sie die zeitliche Abhangigkeit in der Entwicklung einer Variablen y mit Hilfe der vergangenen Entwicklung von y_t , also mit Hilfe von y_{t-1}, y_{t-2} usw. beschreiben. Da y_t stochastisch ist, gilt dies auch fur die Lagvariablen. Damit hat man es in diesen, als *autoregressive Regressionsmodelle* bezeichneten Erklarungsmodellen mit stochastischen Regressoren zu tun. Daher wird im Folgenden die Betrachtung auf Regressionsmodelle mit stochastischen Regressoren beschrankt. Im Rahmen dieses Modellansatzes kann auf die sonst bliche Normalverteilungsannahme fur die Residuen u_t verzichtet werden.

Die Standardtheorie fur Modelle mit stochastischen Regressoren geht aber grundsatzlich davon aus, dass erklarte wie auch erklarende Variablen die Eigenschaft der *Stationaritat* besitzen. Stationaritat verlangt insbesondere, dass die Zeitreihe keinen Trend aufweist, dass ihre Variabilitat im Zeitablauf konstant ist und dass die Korrelation zwischen zwei zu unterschiedlichen Zeitpunkten vorliegenden Zeitreihenvariablen nur von ihrer zeitlichen Distanz aber nicht von den jeweiligen Zeitpunkten abhangt. Tritt die y-Variable verzogert im Regressionsmodell auf, so impliziert die Stationaritatsbedingung Restriktionen fur die zugehorigen Regressionskoeffizienten. Z. B. muss fur das Regressionsmodell

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \beta x_t + u_t$$

notwendig die Bedingung $|\alpha| < 1$ erfullt sein. Fur das allgemeine autoregressive Modell

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta x_t + u_t$$

der Ordnung p existieren ebenfalls Bedingungen für die Koeffizienten α_1 bis α_p , die auch als *Stabilitätsbedingungen* bezeichnet werden.³ Regressionsmodelle, die nichtstationäre Variablen modellieren, werden im Abschnitt, der Cointegration und Fehlerkorrekturmodelle behandelt, betrachtet.

Damit die OLS-Schätzung im Rahmen von Modellen mit stationären stochastischen Regressoren geeignete Eigenschaften besitzt, muss unbedingt gewährleistet sein, dass die Regressoren und die Störvariable des Modells zum selben Zeitpunkt nicht korreliert sind. Es sei schon jetzt betont, dass für Regressionsmodelle im Rahmen von interdependenten ökonomischen Modellen die temporäre Unkorreliertheit von Regressoren und Störvariable in der Regel verletzt ist, wenn unter den Regressoren gemeinsam abhängige Variablen auftreten, also Variablen, die selber in einer anderen Modellgleichung erklärt werden. Dies hat zur Entwicklung der sogenannten Systemschätzverfahren geführt, die im übernächsten Abschnitt behandelt werden.

1.3 Eigenschaften der OLS-Schätzfunktion und der asymptotische t-Test

Sind die bisher geforderten Voraussetzungen für die Störvariablen und die Regressoren erfüllt, so besitzen die OLS-Schätzfunktionen bei Gültigkeit von bestimmten, weiteren Regularitätsvoraussetzungen für die Störvariablen geeignete asymptotische Eigenschaften. Dabei wird das Verhalten der Schätzfunktion und der darauf basierenden Tests für einen hinreichend großen Stichprobenumfang T betrachtet.⁴ Die OLS-Schätzfunktionen besitzen die Eigenschaft der *Konsistenz*, d. h. sie werden mit zunehmendem Stichprobenumfang immer zuverlässiger, sodass die Wahrscheinlichkeit, einen extrem falschen Schätzwert für einen Koeffizienten zu erhalten, mit wachsendem T immer geringer wird.⁵ Ferner kann für genügend großen Stichprobenumfang T die Verteilung der Schätzfunktion durch eine Normalverteilung approximiert werden, auf deren Basis wiederum asymptotisch gültige Tests durchgeführt werden können.⁶ So ist die *t-Statistik*

$$t := \frac{\hat{\beta}_k - c}{\hat{\sigma}_k}$$

mit

$\hat{\beta}_k$:= OLS-Schätzwert für den Koeffizienten β_k und

$\hat{\sigma}_k$:= geschätzte Standardabweichung der OLS-Schätzfunktion $\hat{\beta}_k$

unter der Nullhypothese, dass der wahre Koeffizient β_k mit dem Wert c übereinstimmt, asymptotisch standardnormalverteilt ($N(0;1)$ -verteilt).

³ Vgl. dazu GREENE (2000), S. 728 ff. Die Stabilitätsbedingungen sind in der Praxis nur aufwendig direkt nachzuprüfen. Ihre Verletzung führt aber zu einem unerwünschten, nicht stabilen Verlauf der dynamischen Ex-post-Prognosen.

⁴ Zu den Voraussetzungen und den nachfolgenden Aussagen vgl. GREENE (2000), S.362 ff.

⁵ Als hinreichend groß wird in der Ökonometrie in der Regel ein Stichprobenumfang T von 100 angesehen. Da im Rahmen des Simulationsmodells nur ein Wert von $T=34$ vorliegt, sind die auf den asymptotischen Eigenschaften beruhenden Inferenzschlüsse mit Vorbehalt zu interpretieren.

⁶ Die bisher aufgeführten asymptotischen Eigenschaften der OLS-Schätzfunktion bedürfen nicht der Normalverteilungsannahme der Residuen. Ist diese Annahme zusätzlich erfüllt, so sind die OLS-Schätzungen optimal in dem Sinne, dass es keine andere Schätzfunktion gibt, mit der sich zuverlässiger die unbekanntes Regressionskoeffizienten schätzen lassen. Die OLS-Schätzfunktionen sind in diesem Sinne *effizient*. Vgl. dazu GREENE (2000), S. 387 ff.

Die wichtigste Anwendung dieses als *t-Test* bezeichneten Testverfahrens besteht in der Überprüfung der Hypothese $H_0 : \beta_k = 0$, d. h. es wird $c=0$ gesetzt. Die Hypothese beinhaltet dann, dass die zugehörige Variable x_k keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung von y leistet. H_0 wird aufgrund des asymptotischen t-Tests gegenüber der Hypothese $H_1 : \beta_k \neq 0$ verworfen, falls für die t-Statistik

$$t = \frac{\hat{\beta}_k}{\hat{\sigma}_k}$$

gilt: $|t| > d_{1-\alpha/2}$, wobei $d_{1-\alpha/2}$ das $(1-\alpha/2)$ -Fraktile der $N(0;1)$ -Verteilung ist und α das gewählte Signifikanzniveau⁷ darstellt. Für $\alpha = 0.05$ ergibt sich der Wert $d_{0,975} = 1.96 \approx 2$. D. h. bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent wird H_0 verworfen, falls der Quotient aus Schätzwert und geschätzter Standardabweichung betragsmäßig größer als Zwei ist. Die Gegenhypothese H_1 gilt dann als bestätigt: die Variable x_k trägt signifikant zur Erklärung von y bei.

1.4 Spezifikationsprobleme und zugehörige Spezifikationstests

Im Folgenden soll eine Reihe von Spezifikationsproblemen im Rahmen von Regressionsmodellen vorgestellt werden. Darunter versteht man Situationen, die dazu führen, dass die Modellvoraussetzungen nicht mehr gültig sind, die die Basis für die gewünschten Eigenschaften der OLS-Schätzfunktionen und die Gültigkeit des asymptotischen t-Tests bilden. Zu dem jeweiligen Spezifikationsproblem existieren in der Regel Testverfahren, die es erlauben zu überprüfen, ob die betroffene Modellvoraussetzung erfüllt ist. Erst falls diese Tests zumindest keinen Widerspruch zu den geforderten Modellannahmen aufzeigen, ist die Interpretation der t-Testgröße zulässig. Erhält man aufgrund eines Spezifikationstests einen Hinweis auf die Verletzung der Modellannahmen, so muss der gewählte Erklärungsansatz modifiziert oder sogar gänzlich verworfen werden. Häufig geben die Tests selbst Hinweise darauf, in welcher Weise die bisher vorliegende Spezifikation geändert werden muss.

(a) DURBIN-WATSON-Test

Autokorrelation der Residuen u_t ist ein häufig auftretendes Problem im Rahmen von Regressionsmodellen, die mit Zeitreihendaten arbeiten. Da viele ökonomischen Größen im Zeitablauf ein zyklisches Verhalten aufweisen, kann eine unzureichende Modellierung dann dazu führen, dass die zeitliche Dynamik und das zyklische Verhalten in die Residuen verlagert wird. Ferner kann eine falsche Form der Regressionsfunktion (z. B. linear statt quadratisch), nichtbeachtete Strukturbrüche und Ausreißer in den Daten autokorrelierte Residuen erzeugen.

Der DURBIN-WATSON-Test ist der am häufigsten angewandte Test auf Autokorrelation der Residuen. Er geht der Fragestellung nach, ob für die Residuen u_t die Hypothese

$$H_0 : \text{Corr}(u_t, u_{t-s}) = 0 \text{ für } s \neq 0$$

⁷ Als Signifikanzniveau wird die Irrtumswahrscheinlichkeit, H_0 zu verwerfen, obwohl H_0 richtig ist, bezeichnet.

oder die Gegenhypothese

$$H_1 : \text{Corr}(u_t, u_{t-s}) = \rho^s \text{ für } s \neq 0 \text{ mit } -1 < \rho < 1$$

gilt. Die zu H_1 gehörende Korrelationsstruktur für die Residuen u_t erhält man, wenn u_t einem autoregressiven Prozess 1. Ordnung (AR(1)-Prozess) genügt:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \text{ mit } -1 < \rho < 1$$

und mit geeignet unabhängig und identisch verteilten Störgrößen ε_t .⁸ D. h. ein durch ρ bestimmter Anteil der Störung u_{t-1} der Vorperiode bestimmt auch das Residuum u_t der gegenwärtigen Periode. Diese Beziehung ist nicht exakt, sie wird überlagert durch die ebenfalls unbeobachtbare Störgröße ε_t . DURBIN/WATSON (1950, 1951, 1971) betrachten die Testgröße

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}$$

mit den KQ-Residuen \hat{u}_t . d nimmt nur Werte zwischen 0 und 4 an. Wegen

$$d \approx 2(1-r)$$

mit dem Stichprobenkorrelationskoeffizienten

$$r = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2},$$

der wiederum als geeigneter Schätzwert für die unbekannte Größe ρ angesehen werden kann, gilt folgende approximative Beziehung zwischen der Testgröße d und dem Korrelationskoeffizienten ρ :

$$d \approx 2(1-\rho).$$

D. h. $d = 2$ steht für Unkorreliertheit ($\rho = 0$), d dicht bei 0 für positive Autokorrelation ($\rho > 0$) und d in der Nähe von 4 für negative Autokorrelation ($\rho < 0$). Ein Wert von d , der zu weit vom mittleren Wert 2 des Wertebereichs von d entfernt ist, spricht also gegen die Nullhypothese. Die exakte Verteilung von d hängt von den jeweiligen Werten der Regressoren ab. DURBIN und WATSON konnten jedoch die exakte Verteilung von d durch die Verteilung zweier Größen d_U (\underline{u} pper bound) und d_L (\underline{l} ower bound) begrenzen: $d_L \leq d \leq d_U$. Die Verteilungen von d_L und d_U hängen nur vom Stichprobenumfang T und der Anzahl K der Regressoren ab. Die kritischen Werte zu d_L und d_U in Abhängigkeit vom Signifikanz-

⁸ Zu dem gesamten Satz an Voraussetzungen vgl. GREENE (2000), S. 531 ff.

niveau α und von T und K liegen vertafelt vor. Für $|2-d| < 2-d_U$ (d liegt im Intervall $2 \pm (2-d_U)$ um 2) wird $H_0 : \rho = 0$ nicht verworfen und für $|2-d| > 2-d_L$ (d liegt außerhalb des Intervalls $2 \pm (2-d_L)$ um 2) wird die Gegenhypothese $H_1 : \rho \neq 0$ bestätigt. Fällt d in den von den beiden Intervallen $[d_L; d_U]$ und $[4-d_U; 4-d_L]$ gebildeten Unbestimmtheitsbereich, so ist keine Testentscheidung möglich. Im übrigen können auch einseitige Tests $H_0 : \rho = 0$ gegen $H_1 : \rho > 0$ bzw. gegen $H_1 : \rho < 0$ mit Hilfe von d durchgeführt werden.

Obwohl der DURBIN-WATSON-Test der in der Ökonometrie am häufigsten angewandte Test auf Autokorrelation ist, weist er eine Reihe von Nachteilen auf. Er ist an die Voraussetzung der Normalverteilung für die Residuen u_t gebunden, die kritischen Werte für d_U und d_L sind nur gültig für inhomogene Regressionen und die mögliche Autokorrelation der Residuen ist auf das Autokorrelationsmodell erster Ordnung beschränkt. Die gravierendste Einschränkung besteht aber in der Voraussetzung, dass die Regressoren nicht stochastisch sind, insbesondere y_{t-1} nicht als Regressor auftreten darf. Damit muss festgehalten werden, dass der DURBIN-WATSON-Test gerade im Rahmen der Modellierung von Zeitreihenmodellen und von Regressionsgleichungen innerhalb eines interdependenten Modells keinen geeigneten Test auf Autokorrelation darstellt. Dennoch kann über den d -Wert, der von den gängigen Softwarepaketen stets bei Regressionen bestimmt wird, eine erste, grobe Einschätzung gewonnen werden, ob mit dem Problem autokorrelierter Residuen zu rechnen ist. Autokorrelation der Residuen insbesondere in autoregressiven Regressionsmodellen führt in der Regel zu inkonsistenten OLS-Schätzungen und erlaubt nicht die Anwendung des t-Test für die Koeffizienten. Zum DURBIN-WATSON-Test vgl. auch GREENE (2000), S. 538 ff.

(b) BREUSCH-GODFREY-Test

BREUSCH (1978) und GODFREY (1978a, 1978b) entwickelten einen Test auf Autokorrelation der Residuen, der erstens keine spezielle Korrelationsstruktur unterstellt und der zweitens auch bei verzögerten y -Variablen als Regressoren gültig ist. Dieser Test gilt daher als das Verfahren zur Überprüfung der Hypothese unkorrelierter Residuen im Rahmen von Regressionsmodellen mit stochastischen Regressoren. Die Idee des Tests besteht darin, die sich nach einer OLS-Schätzung ergebenden KQ-Residuen \hat{u}_t durch ihre verzögerten Werte $\hat{u}_{t-1}, \dots, \hat{u}_{t-m}$, und die ursprünglichen K Regressoren $x_{t,1}, \dots, x_{t,K}$ in einem zweiten Regressionsansatz zu erklären. m wird dabei so gewählt, dass man davon ausgehen kann, dass die Residuen u_t höchstens bis zur Ordnung m korreliert sein können, d. h. Residuen, die mehr als m Zeitpunkte auseinander liegen, sind unkorreliert.⁹ Sind die Residuen gänzlich unkorreliert, so besitzt das Regressionsmodell für \hat{u}_t einen schlechten Erklärungswert, d. h. ein Bestimmtheitsmaß R_u^2 mit einem Wert dicht bei Null. Tatsächlich wird $T \cdot R_u^2$ als Testfunktion betrachtet. Sie besitzt asymptotisch eine χ^2 -Verteilung mit m Freiheitsgraden. Ist $T \cdot R_u^2$ größer als das $(1-\alpha)$ -Fraktile $c_{1-\alpha}$ der $\chi^2(m)$ -Verteilung, so muss die Hypothese unkorrelierter Residuen bei dem gewählten Signifikanzniveau α verworfen werden. Die OLS-Schätzungen sind evtl. inkonsistent und der t-Test ist nicht mehr gültig. Da der BREUSCH-

⁹ Im Rahmen von Jahresdaten wählt man in der Regel einen Wert m von maximal 4.

GODFREY-Test aus dem Lagrange-Multiplikator-Testprinzip abgeleitet wurde, wird er häufig in der Literatur und in den ökonometrischen Software-Paketen als *LM-Autokorrelationstest* bezeichnet.

(c) RESET-Test

RAMSEY (1969) und RAMSEY/GILBERT (1972) untersuchten die Fragestellung, ob ein Regressionsmodell $y_t = \beta_1 x_{t,1} + \dots + \beta_K x_{t,K} + u_t$ eine Fehlspezifikation aufweist (i) in Form einer vergessenen Variablen oder (ii) in Form eines fehlerhaften funktionalen Zusammenhangs zwischen y und den x -Variablen. In beiden Fällen führt dies dazu, dass die Störvariable u nicht mehr den Erwartungswert Null besitzt und die OLS-Schätzfunktionen systematisch fehlerhafte Schätzwerte für die unbekanntenen Regressionskoeffizienten β_1, \dots, β_K bestimmen. Die Idee des von RAMSEY entwickelten *Regression Specification Error Tests (RESET)* besteht darin, in einem ersten Schritt eine OLS-Schätzung des Regressionsmodells vorzunehmen und sowohl die OLS-Residuen \hat{u}_t als auch die angepassten Werte

$$\hat{y}_t := \hat{\beta}_1 x_{t,1} + \dots + \hat{\beta}_K x_{t,K}$$

zu berechnen. In einem zweiten Schritt wird die Regression

$$\hat{u}_t = \alpha_1 + \alpha_2 \hat{y}_t^2 + \alpha_3 \hat{y}_t^3 + \alpha_4 \hat{y}_t^4 + \text{Residuum}$$

betrachtet. Besitzen die Störvariablen u_t den Erwartungswert Null, so muss dies auch für die OLS-Residuen \hat{u}_t gelten, was wiederum $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ impliziert. Diese Behauptung wird dann im Rahmen des zweiten Regressionsmodells mit Hilfe eines F-Tests überprüft. Die zugehörige Testfunktion besitzt unter der Nullhypothese $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ eine $F(4; T - K)$ -Verteilung. Die Nullhypothese wird verworfen, falls der Testfunktionswert das $(1 - \alpha)$ -Fraktile $c_{1-\alpha}$ der $F(4; T - K)$ -Verteilung überschreitet. Wird die Nullhypothese abgelehnt, so kann daraus nicht auf den Typ der Fehlspezifikation geschlossen werden. RESET gehört inzwischen zu den Verfahren, deren Teststatistiken standardmäßig von ökonometrischen Software-Paketen bei Regressionen berechnet werden.

(d) JARQUE-BERA-Test auf Normalverteilung

Bei kleinen Stichprobenumfängen ist für eine Vielzahl von Tests die Annahme der Normalverteilung für die Residuen eine unumgängliche Voraussetzung. Bei den hier vorwiegend betrachteten asymptotischen Eigenschaften spielt die Normalverteilungsannahme keine Rolle. Dennoch soll kurz der JARQUE-BERA-Test auf Normalverteilung der Residuen kurz vorgestellt werden, da er bei einer Entscheidung für eine Verletzung der Normalverteilungsannahme häufig einen Hinweis auf Ausreißer in den Daten gibt, die wiederum zu einer unbrauchbaren OLS-Schätzung führen.

JARQUE/BERA (1980) haben dazu einen Test entwickelt, der überprüft, ob die zu einer Standardnormalverteilung gehörende Dichtefunktion (GAUSSsche Glockenkurve) die spezifischen Eigenschaften wie die Symmetrie zum Nullpunkt und eine bestimmte Wölbung besitzt. Die zugehörige Testfunktion besitzt asymptotisch eine χ^2 -Verteilung mit zwei

Freiheitsgraden. Die Annahme der Normalverteilung wird bei einem Signifikanzniveau α verworfen, falls der Testfunktionswert größer ist als das $(1-\alpha)$ -Fraktile $c_{1-\alpha}$ der $\chi^2(2)$ -Verteilung.

(e) CUSUM-Test

Ausgangspunkt des CUSUM-Tests bilden die Einschrittprognosen $\hat{y}_{t+1|t}$ für y_{t+1} , die auf der Basis der Information, die bis zum Zeitpunkt t vorliegt, sukzessive für $t = K, \dots, T-1$ berechnet werden. Die zugehörigen Einschrittprognosefehler $\varepsilon_{t+1} := y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t}$ werden so normiert, dass die sich ergebenden normierten Größen ω_{t+1} , die auch als *rekursive Residuen* bezeichnet werden, unabhängig und identisch verteilt sind, falls das Regressionsmodell keine Annahmeverletzungen aufweist.¹⁰ Kumuliert man diese rekursiven Residuen bei gleichzeitiger Normierung mit Hilfe der Schätzung s für die Streuung der Residuen u_t , so erhält man die CUSUM-Größen

$$\text{CUSUM}_t := \frac{1}{s} [\omega_{K+1} + \dots + \omega_t], \quad t = K+1, \dots, T$$

mit $s := \sqrt{\frac{1}{T-K} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2}$, die sich dann approximativ wie ein Random-Walk ohne Drift verhalten: sie schwanken mit wachsender Variabilität um Null. Wurde bei der Spezifikation des Regressionsmodells z. B. eine Variable vergessen oder weist das Regressionsmodell einen Strukturbruch auf, d. h. der unterstellte Zusammenhang ist nicht für den gesamten Zeitbereich gültig, so verhalten sich die CUSUM-Größen wie ein Random-Walk mit Drift $\alpha \neq 0$: sie schwanken mit zunehmender Streuung um eine Gerade mit der Steigung α und nicht mehr um die Nulllinie. BROWN/DURBIN (1968), DURBIN (1971) und DURBIN/BROWN/EVANS (1975) haben kritische Grenzen für die CUSUM-Größen hergeleitet, bei deren Überschreiten man die Hypothese der Strukturkonstanz der Regressionsbeziehung verwirft. Der CUSUM-Test sollte nicht unter dem zum Signifikanztest gehörenden Zweientscheidungsaspekt (H_0 wird verworfen und damit die Gegenhypothese H_1 bestätigt oder H_0 wird nicht verworfen) gesehen werden, sondern ist mehr unter dem Gesichtspunkt der Datenanalyse, wie sie von TUKEY (1962) entwickelt wurde, zu betrachten. Ein untypisches, zunehmendes Abweichen der CUSUM-Größen von der Nulllinie kann in diesem Sinne schon als Hinweis auf einen möglichen Strukturbruch angesehen werden.

Der Zeitpunkt, ab dem die CUSUM-Größen auffällig anwachsen, kann dann als möglicher Strukturbruchzeitpunkt beim CHOW-Test¹¹ und bei einer Modellierung des Strukturbruchs mit Hilfe von Dummyvariablen gewählt werden. Auf Basis der rekursiven Residuen sind weitere Tests entwickelt worden, wie z. B. der CUSUMSQ-Test, der mit den kumulierten quadrierten rekursiven Residuen arbeitet.¹²

¹⁰ Es handelt sich bei den Annahmen streng genommen um die Voraussetzungen des klassischen linearen Regressionsmodells.

¹¹ Zum CHOW-Test vgl. GREENE (2000), S. 287-292.

¹² Zum CUSUMSQ-Test vgl. BROWN/DURBIN/EVANS (1975).

(f) Multikollinearität

Hinsichtlich der Multikollinearität unterscheidet man zwischen *exakter* und *praktischer Multikollinearität*. Exakte Multikollinearität liegt vor, wenn die erklärenden Variablen linear abhängig sind, d. h. wenn mindestens einer der Regressoren sich schon exakt als Linearkombination der anderen darstellen lässt. Dann besitzt das KQ-Problem keine eindeutige Lösung und für die Regressionskoeffizienten können keine geeigneten Schätzwerte bestimmt werden. Die meisten ökonometrischen Software-Pakete brechen die Schätzung unter Angabe einer Fehlermeldung ab.

Im Gegensatz zur exakten Multikollinearität werden bei der praktischen Multikollinearität, die auch als *Quasi-Multikollinearität* bezeichnet wird, OLS-Schätzwerte für die Regressionskoeffizienten berechnet, d. h. einen direkten Hinweis auf Quasi-Multikollinearität erhält man nicht. Quasi-Multikollinearität liegt vor, wenn die Regressoren nahezu aber nicht exakt linear abhängig sind. Die Konsequenzen der Quasi-Multikollinearität sind gravierend, da die Schätzungen in dieser Situation höchst unzuverlässig sind. Einen ersten Hinweis auf Quasi-Multikollinearität erhält man häufig dadurch, dass die betrachtete Regressionsgleichung einen hohen R^2 -Wert aufweist, obwohl die Mehrzahl der erklärenden Variablen keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung leisten oder die Schätzwerte für die Koeffizienten unplausibel sind. Bei Verdacht auf Quasi-Multikollinearität kann man K Hilfsregressionen durchführen, in denen jeweils einer der Regressoren mit Hilfe der übrigen erklärt wird. In jeder Hilfsregression kann der *F-Test mit R^2* angewandt werden.¹³ Wird dabei die Nullhypothese abgelehnt, so deutet dies auf eine lineare Abhängigkeit zwischen dem erklärten Regressor und den restlichen Regressoren hin. Der Regressor x_k kann dann aus dem eigentlichen Regressionsansatz als erklärende Variable entfernt werden. Wie schwerwiegend die vorliegende Quasi-Multikollinearität wirklich ist, lässt sich letztlich nur mit Hilfe der Singulärwertzerlegung der Regressormatrix feststellen. Ein Vergleich der Größenordnungen dieser Singulärwerte mit der Rechengenauigkeit des Rechners erlaubt eine exakte Einschätzung der Zuverlässigkeit der OLS-Schätzung.¹⁴

¹³ Zum F-Test mit R^2 vgl. GREENE (2000), S. 268.

¹⁴ Vgl. dazu LANGE/SCHIPS (1977). Dort wird als Maß für den Grad der Multikollinearität der *Singularitätskoeffizient* SK betrachtet, der zwischen 0 und 1 liegt. Für $SK \geq 0,6$ ist nicht mit einer Unzuverlässigkeit der OLS-Schätzungen zu rechnen, die von dem Problem der Multikollinearität herrührt.

2. Cointegration und Fehlerkorrekturmodelle

2.1 Integrierte Prozesse und Einheitswurzeln

Die Annahme, dass die Variablen y_t und x_t des einfachen linearen Regressionsmodells

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + u_t$$

stationär sind, ist wesentlich für die Gültigkeit der bisher vorgestellten Eigenschaften der OLS-Schätzung und für den t-Test. Makroökonomische Zeitreihen weisen aber häufig einen Trend auf, so dass sie nicht um einen konstanten Mittelwert schwanken und daher nicht stationär sind. Für die Modellierung eines linearen Trends in einer ökonomischen Zeitreihe x_t betrachtet man in der Regel zwei Ansätze. Im ersten Ansatz

$$x_t = b_0 + b_1 \cdot t + e_t,$$

bildet x_t einen *trendstationären Prozess (TSP)* und im zweiten Ansatz

$$x_t = a + x_{t-1} + e_t$$

einen *differenzenstationären Prozess (DSP)* in Form eines Random-Walk mit Driftterm a . In beiden Fällen reicht es für viele makroökonomische Reihen aus anzunehmen, dass die Restgröße e_t die Eigenschaft eines *White-Noise-Prozesses* besitzt, d. h. die Größen e_t sind im Zeitablauf unabhängig und identisch verteilt und schwanken mit konstanter Variabilität σ_e^2 um ihren Erwartungswert Null.¹⁵ Das Residuum e_t kann als ein in Periode t zufällig auftretender Schock betrachtet werden, der sich unabhängig von den Schocks der Vergangenheit einstellt.

Ein TSP besitzt einen deterministischen linearen Trend $b_0 + b_1 \cdot t$. Ein Abweichen von dieser linearen Trendgeraden erfolgt nur aufgrund des Schocks e_t , der wiederum nur in der Periode t die Variable x_t beeinflusst. Einen Einfluss des Schocks e_t in den nachfolgenden Perioden $t+1, t+2, \dots$ gibt es nicht. Eine Elimination des Trends kann einfach durch Abzug des linearen Trends erfolgen: $z_t := x_t - (b_0 + b_1 \cdot t) = e_t$ ist stationär. Sind die Koeffizienten b_0 und b_1 nicht bekannt, so können sie mit der OLS-Methode konsistent im Rahmen des inhomogenen Modells $x_t = b_0 + b_1 \cdot t + e_t$ mit der Zeitvariablen t als Regressor geschätzt werden.

Differenzenstationäre Prozesse weisen ebenfalls einen linearen Trend auf, da

$$x_t = x_0 + a \cdot t + (e_1 + e_2 + \dots + e_t)$$

gilt. Der Driftterm a bestimmt die Steigung der Trendgeraden. Im Gegensatz zum DSP werden die Abweichungen vom Trendpfad $x_0 + a \cdot t$ aber nicht nur vom gegenwärtigen

¹⁵ Hinsichtlich einer allgemeinen Definition von trend- und differenzenstationären Prozessen vgl. HAMILTON (1994), S. 435 ff.

Schock e_t , sondern auch von allen vergangenen Schocks e_1, e_2, \dots, e_{t-1} erzeugt. D. h. der einmalige Schock e_t des Zeitpunktes t hat einen permanenten Effekt, der auch langfristig nicht verschwindet. Ferner erzeugt das Abziehen der Trendgeraden $x_0 + a \cdot t$ keinen stationären Prozess, da

$$x_0 - (x_0 + a \cdot t) = e_1 + e_2 + \dots + e_t$$

und

$$v_t := e_1 + e_2 + \dots + e_t$$

nichtstationär ist. Für v_t gilt z. B.

$$\sigma_t^2 := \text{Varianz von } v_t = t \cdot \sigma_e^2 .$$

Also ist die Varianz $\sigma_t^2 = t \cdot \sigma_e^2$ im Zeitablauf nicht konstant. Die Zeitreihe eines DSP variiert mit der Zeit immer stärker um die lineare Trendgerade $x_0 + a \cdot t$. Daher wird es mit zunehmender Zeit immer unwahrscheinlicher, dass die Zeitreihe die Trendgerade wieder erreicht oder schneidet. Zudem sind zeitlich dicht beieinander liegende Mitglieder eines DSP hochkorreliert. Der Prozess besitzt ein langes Gedächtnis und die Zeitreihe weist einen relativ glatten Verlauf auf. Ein DSP kann aber ebenfalls leicht in einen stationären Prozess überführt werden, indem man zu den ersten Differenzen übergeht:

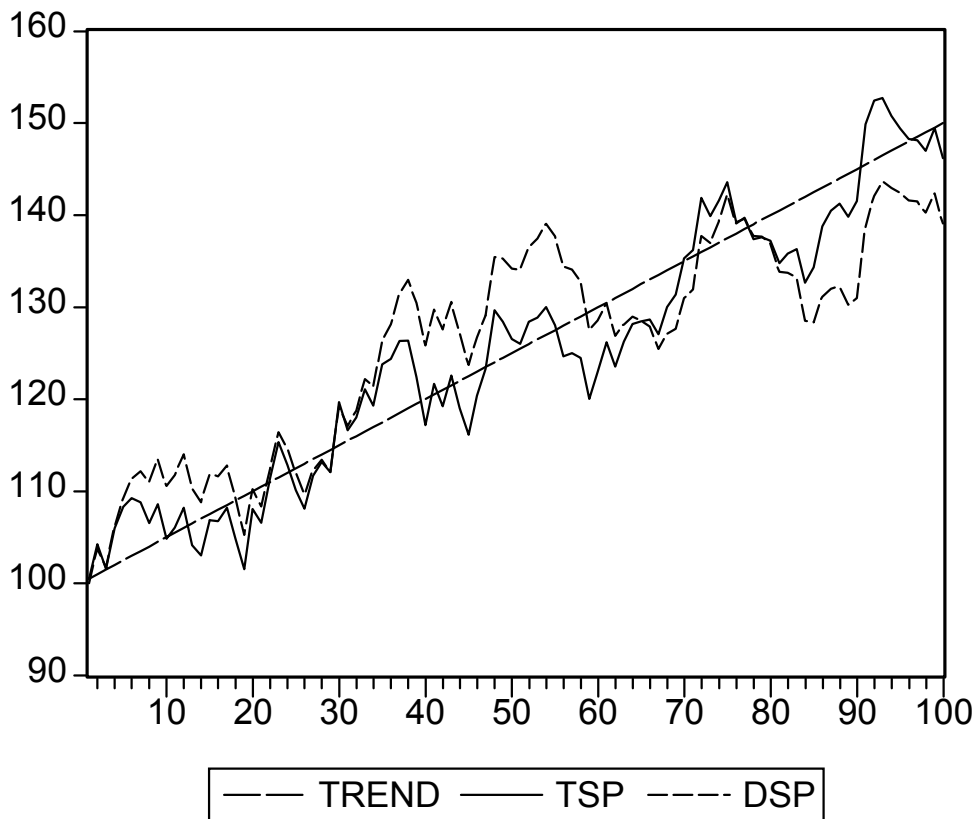
$$\Delta x_t := x_t - x_{t-1} = a + e_t .$$

Die ersten Differenzen Δx_t schwanken wie die Schocks e_t rein zufällig mit konstanter Variabilität um das Niveau a . Da für einen zukünftigen Zeitpunkt $t + s$

$$\begin{aligned} x_{t+s} &= x_0 + a \cdot (t+s) + (e_1 + \dots + e_t + e_{t+1} + \dots + e_{t+s}) \\ &= \underbrace{x_0 + a \cdot t + (e_1 + \dots + e_t)}_{x_t} + a \cdot s + (e_{t+1} + \dots + e_{t+s}) \\ &= x_t + a \cdot s + (e_{t+1} + \dots + e_{t+s}) \end{aligned}$$

gilt, wird ausgehend vom Zeitpunkt t die langfristige Entwicklung durch die Trendgerade $x_t + a \cdot s$ beschrieben, deren Absolutglied durch den letzten Wert x_t gebildet wird. Da x_t von der Summe $e_1 + \dots + e_t$ der Schocks bis zum Zeitpunkt t abhängt, also einen vom Zufall bestimmten Wert annimmt, ist die Ausgestaltung der Trendgeraden $x_t + a \cdot s$ ebenfalls vom Zufall abhängig. Man sagt daher: der DSP besitzt einen *stochastischen Trend*.

Zeitreihenprozesse, die nur durch Bildung der ersten Differenzen in einen stationären Prozess überführt werden können, heißen *integriert von der Ordnung 1*, kurz I(1). Die folgende Abbildung zeigt, dass sich ein I(1)-Prozess optisch von einem trendstationären Prozess nicht ohne weiteres unterscheiden lässt:



Würde man jedoch einen I(1)-Prozess irrtümlich als trendstationär einschätzen, so wäre die zugehörige Trendbereinigung durch Abzug des linearen Trends unzureichend, da sie keinen stationären Prozess erzeugt. Daher sind eine Reihe von Tests entwickelt worden, mit deren Hilfe man überprüfen kann, ob eine vorliegende Zeitreihe einen deterministischen oder einen stochastischen Trend besitzt. Diese Tests werden als *Einheitswurzeltests* bezeichnet. Dazu wird das Regressionsmodell

$$\Delta x_t = a + \delta \cdot t + (\rho - 1)x_{t-1} + e_t$$

betrachtet. Bei Gültigkeit der Nullhypothese $\rho = 1$ und $\delta = 0$ gilt

$$x_t = a + x_{t-1} + e_t,$$

d. h. x_t ist ein DSP und das Trendverhalten von x_t ist stochastischer Natur. Bei Gültigkeit der Gegenhypothese $-1 < \rho < 1$ erhält man

$$x_t = a + \delta \cdot t + \rho x_{t-1} + e_t,$$

d. h. das Trendverhalten wird durch einen deterministischen Zeittrend $a + \delta \cdot t$ erzeugt, der zu einem stationären autoregressiven Prozess addiert wird. Der obige Ansatz kann dahingehend

modifiziert werden, dass man a priori a und/oder δ Null setzt. Nimmt man z. B. a priori $\delta = 0$ an, so bildet ' $a = 0$ und $\rho = 1$ ' die Nullhypothese und $-1 < \rho < 1$ die Gegenhypothese. In diesem Fall stellt man die Prozessgleichungen

$$x_t = x_{t-1} + e_t$$

und

$$x_t = a + \rho x_{t-1} + e_t$$

gegenüber. In beiden Fällen weist x_t keinen Trend auf, sondern schwankt um einen konstanten Wert. Im ersten Fall sind diese Schwankungen um x_0 nicht konstant, sondern nehmen mit der Zeit zu, der Prozess ist nicht stationär, kann aber durch Differenzenbildung in einen stationären Prozess überführt werden. Im zweiten Fall liegt jedoch ein stationärer Prozess vor, der sich um seinen Erwartungswert $\alpha/(1-\rho)$ bewegt. Setzt man zusätzlich $\alpha = 0$ voraus, dann geht man davon aus, dass das mittlere Niveau der Reihe Null ist. Welche a priori Setzung von α und/oder δ man auch wählt, immer ist ρ der entscheidende Parameter und die Null-hypothese $\rho = 1$ steht dafür, dass x_t einen I(1)-Prozess bildet. Der wegen der Nullhypothese $\rho = 1$ auch als *Einheitswurzeltest* bezeichnete Test greift auf die übliche t-Testgröße für $\gamma := \rho - 1$ im Regressionsmodell

$$\Delta x_t = \alpha + \delta \cdot t + \gamma x_{t-1} + e_t$$

zurück, die aber unter Nullhypothese $\gamma = 0$ keine Standardverteilung mehr besitzt. DICKEY/FULLER (1979) haben die zugehörigen kritischen Werte mit Hilfe von Simulationen bestimmt. Wesentlich für die Gültigkeit des DICKEY-FULLER-Tests (DF-Tests) ist die Annahme, dass die Restgrößen e_t die Eigenschaft eines White-Noise-Prozesses besitzen, also im Zeitablauf unabhängig und identisch verteilt sind. Ist dies nicht der Fall, so lässt sich in der Regel durch Aufnahme hinreichend vieler verzögerter erster Differenzen $\Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, \dots, \Delta x_{t-p}$ in die Testgleichung erreichen, dass die dann entstehenden Residuen e_t die White-Noise-Eigenschaft besitzen:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta \cdot t + \gamma x_{t-1} + a_1 \Delta x_{t-1} + \dots + a_p \Delta x_{t-p} + e_t.$$

Der Test bezieht sich wie zuvor auf den Koeffizienten γ und wird mit Hilfe der t-Statistik durchgeführt, wobei die kritischen Werte unverändert bleiben gegenüber dem Ansatz ohne verzögerte Differenzen. Der Test wird als erweiterter *DICKEY-FULLER-Test* (*augmented DICKEY-FULLER-Test*, ADF-Test) bezeichnet. Neben dem ADF-Test gibt es inzwischen eine Reihe weiterer Einheitswurzeltests, wie z. B. den PHILLIPS-PERRON-Test¹⁶ und den KPSS-Test.¹⁷ Da unbeachtete Strukturbrüche häufig dazu führen, dass der ADF-Test fälschlicherweise auf die Existenz einer Einheitswurzel und damit auf einen stochastischen Trend hinweist, wurde von PERRON (1989) ein Testverfahren entwickelt, das Strukturbrüche adäquat berücksichtigt. Abschließend sei erwähnt, dass alle Einheitswurzeltests erst bei einem Stichprobenumfang von $T = 100$ eine brauchbare Mächtigkeit besitzen.

¹⁶ Vgl. dazu PHILLIPS (1987) und PHILLIPS/PERRON (1988).

¹⁷ Vgl. dazu KWIATKOWSKI et al. (1992).

2.2 Scheinregression, Cointegration und Fehlerkorrekturmodelle

Betrachtet man eine Regression

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + e_t,$$

in der eine der beiden Variablen, z. B. y_t einen stochastischen Trend aufweist, also $I(1)$ ist, und die andere Variable x_t stationär ist, so kann $\beta_1 + \beta_2 x_t$ nicht den in y_t enthaltenen Trend modellieren. Daher ist

$$e_t = y_t - (\beta_1 + \beta_2 x_t)$$

ebenfalls trendbehaftet, also nicht stationär. Das widerspricht der grundlegenden Annahme von Regressionsmodellen, dass ihre Residuen nach Möglichkeit die Eigenschaft von White-Noise-Prozessen besitzen oder zumindest stationäre Größen darstellen. Ein solcher Regressionsansatz mit nichtstationären Residuen ist sinnlos.

Weisen sowohl y_t als auch x_t einen stochastischen Trend auf, sind sie also beide integriert vom Grade 1, dann gibt es in der Regel keine Koeffizienten β_1 und β_2 , sodass

$$y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t = e_t$$

stationär ist, es sei denn, zwischen den beiden Trends gibt es eine Beziehung. Dann bildet

$$y^* = \beta_1 + \beta_2 x^*$$

die langfristige dynamische Gleichgewichtsbeziehung zwischen y und x . In jeder Periode gibt es Abweichungen $e_t = y_t - \beta_1 - \beta_2 x_t$ von diesem Gleichgewicht, diese sind aber nur temporärer, also stationärer Natur. In diesem Fall sind y_t und x_t *cointegriert*: $y_t, x_t \sim CI(1)$. $CI(1)$ -Cointegration setzt also voraus, dass die betrachteten Variablen integriert vom Grade 1 sind und für sie eine Linearkombination existiert, die stationär ist. Das Konzept der Cointegration kann auf mehr als zwei Variablen erweitert werden, wobei zu beachten ist, dass in diesem Fall mehrere, von einander unabhängige Cointegrationsbeziehungen existieren können. Die Anzahl dieser unabhängigen Cointegrationsbeziehungen wird als *Cointegrationsrang* der Variablen bezeichnet. Bei K in die Analyse einbezogenen $I(1)$ -Variablen kann der Cointegrationsrang höchstens $K - 1$ betragen.

Sind y_t und x_t cointegriert, so ist die OLS-Schätzfunktion im Regressionsmodell $y_t = \beta_1 + \beta_2 x_t + e_t$ superkonsistent, d. h. sie schätzt β_1 und β_2 erheblich schneller - gemessen am Stichprobenumfang T - zuverlässiger als im Falle eines Modells mit stationären Variablen. Sind andererseits die beiden Variablen y_t und x_t integriert vom Grade 1, aber nicht cointegriert, so tritt häufig das Phänomen der *Scheinregression* auf: die Regression besitzt ein hohes R^2 und der Regressionskoeffizient β_2 ist signifikant von Null verschieden, aber der unterstellte Zusammenhang zwischen y_t und x_t existiert aus ökonomischer Sicht

nicht. Der Grund liegt darin, dass bei fehlender Cointegration die OLS-Schätzung nicht konsistent ist und die üblichen Signifikanztests nicht mehr gültig sind. In diesem Fall kann nur ein Modell in den ersten Differenzen Δy_t und Δx_t betrachtet werden.

Sind y_t und x_t jedoch cointegriert z. B. in dem Sinne, dass sie der Gleichgewichtsbeziehung $y^* = \beta x^*$ genügen, so ist ein Modell nur in den ersten Differenzen von y_t und x_t fehlspezifiziert. Denn das *ENGLE-GRANGER-Repräsentationstheorem*¹⁸ besagt, dass sich dann für die ersten Differenzen das Modell

$$\Delta y_t = c + \gamma [y_{t-1} - \beta x_{t-1}] + \sum_{i=1}^q a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s b_i \Delta x_{t-i} + e_t$$

mit White-Noise-Residuen e_t ableiten lässt. Das obige Modell wird als *Fehlerkorrekturmodell* bezeichnet, da es bei der Beschreibung von Δy_t , also der kurzfristigen Entwicklung von y , die Abweichung $y_{t-1} - \beta x_{t-1} =: u_{t-1}$ berücksichtigt, die es in der vergangenen Periode vom langfristigen Gleichgewicht $y^* = \beta x^*$ gab. D. h. die kurzfristige Entwicklung Δy_t von y_t ist nicht nur abhängig von den gegenwärtigen und vergangenen kurzfristigen Entwicklungen von y und x , sondern auch vom *Fehlerkorrekturterm* u_{t-1} . Würde man u_{t-1} nicht berücksichtigen, so wäre das Modell in den ersten Differenzen fehlspezifiziert. In der Regel bilden die Residuen u_t der Cointegrationsbeziehung $y_t = \beta x_t + u_t$ keinen White-Noise-Prozess, da die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewichtspfad $y^* = \beta x^*$ zeitlich korreliert sind. Das führt dazu, dass die Prognosewerte $\hat{y}_t := \hat{\beta} x_t$ aus der Langfristregression $y_t = \beta x_t + u_t$ glatter als die tatsächliche Entwicklung der y_t -Werte verlaufen. Die Prognosen für y_t , die sich aus dem Fehlerkorrekturmodell berechnen lassen, zeichnen wegen des Fehlerkorrekturterms sowohl die langfristigen als auch die kurzfristigen Schwankungen um den Entwicklungspfad nach.

Unter der Voraussetzung, dass es höchstens eine Cointegrationsbeziehung geben kann und alle Regressoren nicht korreliert sind mit der Restgröße e_t , bildet das Fehlerkorrekturmodell auch eine Möglichkeit zu testen, ob diese Cointegrationsbeziehung existiert. Dazu ist β durch die OLS-Schätzung $\hat{\beta}$ aus der Langfristregression zu ersetzen und ein t-Test für γ im Modell

$$\Delta y_t = c + \gamma [y_{t-1} - \hat{\beta} x_{t-1}] + \sum_{i=1}^q a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s b_i \Delta x_{t-i} + \text{Residuum}$$

durchzuführen. Cointegration liegt vor, wenn die Nullhypothese $\gamma = 0$ zu Gunsten der Gegenhypothese $\gamma < 0$ abgelehnt wird. Die t-Testgröße besitzt in diesem Fall wiederum keine Standardverteilung. Kritische Werte für die t-Statistik wurden von BANERJEE/DOLADO/MESTRE (1992) entwickelt. Die Autoren haben 1998 das Testverfahren, bei Beibehaltung der kritischen Werte, dahingehend modifiziert, dass der t-Test für γ unter bestimmten Voraussetzungen auch im Modell

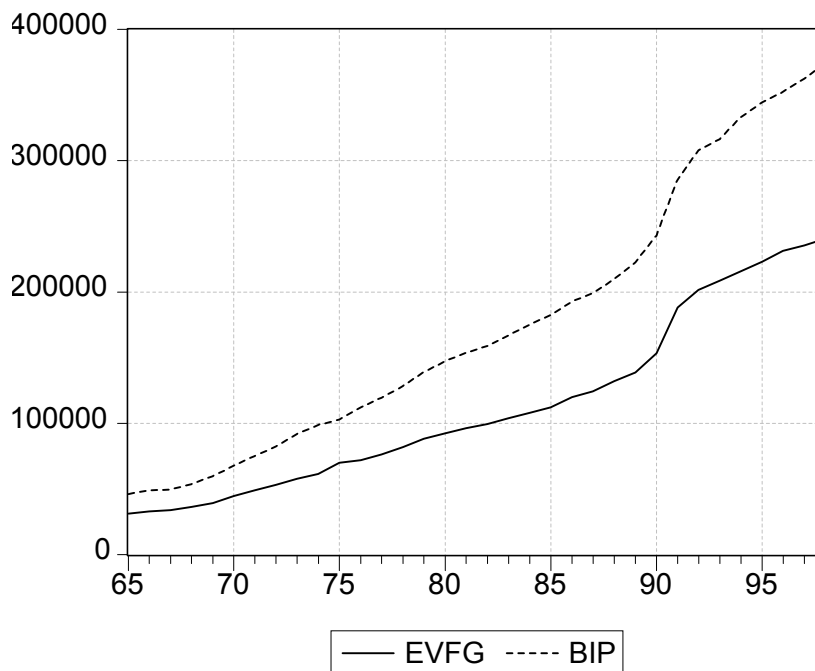
¹⁸ Vgl. GRANGER (1983) und ENGLE/GRANGER (1987).

$$\Delta y_t = c + \gamma y_{t-1} + \tilde{\beta} x_{t-1} + \sum_{i=1}^q a_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^s b_i \Delta x_{t-i} + \text{Residuum}$$

durchgeführt werden kann. Dies macht eine vorherige Schätzung von $\hat{\beta}$ überflüssig.

Es sei ferner erwähnt, dass zur Feststellung des Cointegrationsranges r von JOHANSEN (1988, 1989) zwei Tests entwickelt wurden, die zudem eine Schätzung der Cointegrationsbeziehungen erlauben.

Abschließend soll im Folgenden kurz das Vorgehen für die Modellvariablen EVFG (Verfügbares Einkommen der Privaten Haushalte) und BIP (Bruttoinlandsprodukt) vorgestellt werden, deren Zeitreihen in der untenstehenden Abbildung zu sehen sind.



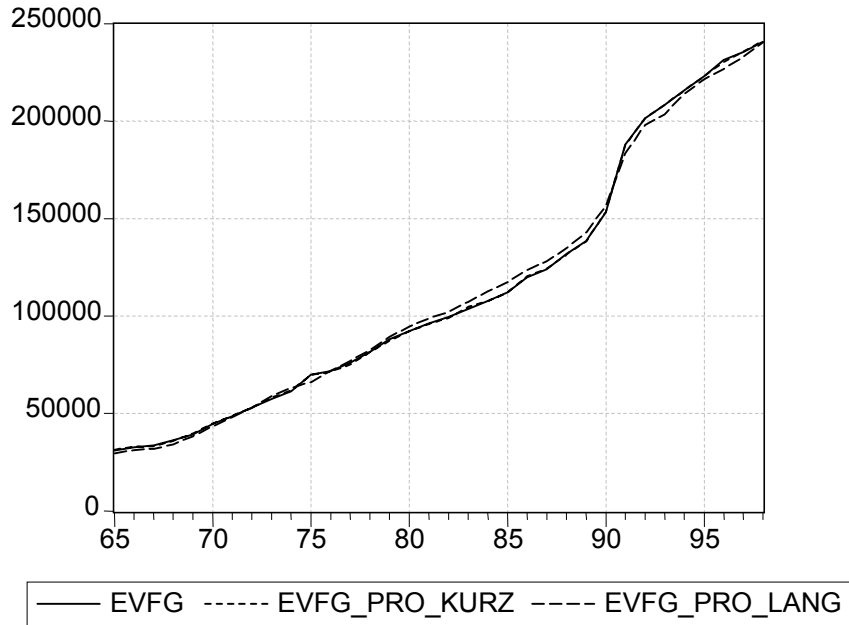
Beide Reihen weisen einen stochastischen Trend auf. Sie sind integriert vom Grade 1. In einem Fehlerkorrekturmodell für EVFG wurden zusätzlich die ersten Differenzen der Variablen SEIN (Staatseinnahmen) und die Dummyvariablen DOS1, S75, S84 und S85 berücksichtigt und führten zu folgendem OLS-Schätzergebnis:¹⁹

¹⁹ Die Ergebnisse der Tabelle basieren auf den Berechnungen des ökonometrischen Softwarepaketes EVIEWS.

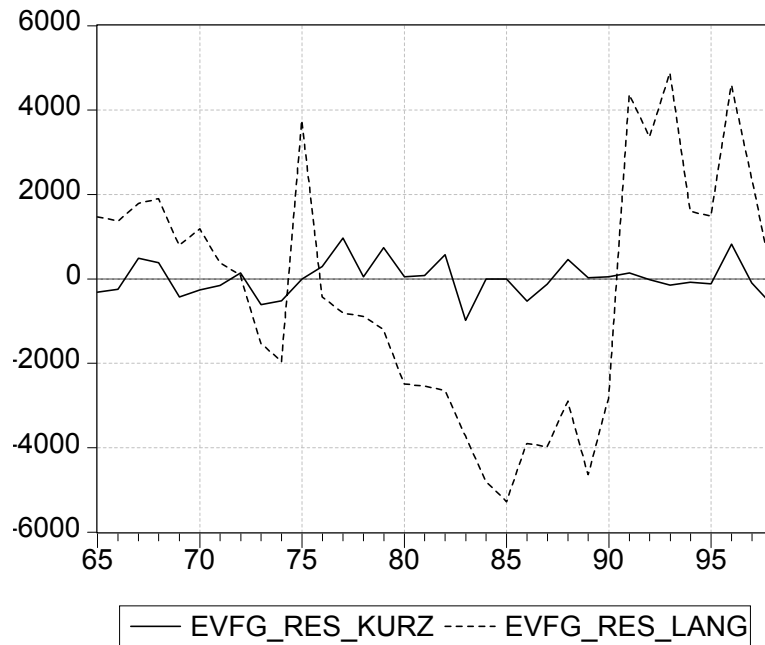
Dependent Variable: D(EVFG)
 Method: Least Squares
 Date: 09/25/01 Time: 11:29
 Sample: 1965 1998
 Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2440.441	318.8021	7.655034	0.0000
EVFG(-1)	-0.701193	0.058066	-12.07571	0.0000
BIP(-1)	0.429752	0.036280	11.84545	0.0000
D(BIP)	0.839419	0.045605	18.40610	0.0000
D(SEIN)	-0.440492	0.079135	-5.566364	0.0000
D(SEIN(-1))	-0.074199	0.027482	-2.699915	0.0128
D(SEIN(-3))	-0.214956	0.031192	-6.891293	0.0000
DOS1	107.1326	7.660041	13.98591	0.0000
S75	4992.071	543.1241	9.191401	0.0000
S84	-1346.133	553.4763	-2.432141	0.0232
S85	-1357.967	565.8014	-2.400076	0.0249
R-squared	0.994624	Mean dependent var	6251.147	
Adjusted R-squared	0.992287	S.D. dependent var	5823.253	
S.E. of regression	511.4127	Akaike info criterion	15.56842	
Sum squared resid	6015488.	Schwarz criterion	16.06225	
Log likelihood	-253.6632	F-statistic	425.5606	
Durbin-Watson stat	1.867252	Prob(F-statistic)	0.000000	

Die obige Regression besitzt ein \bar{R}^2 von 0.9923. Gemäß BREUSCH-GODFREY-Test sind die Residuen nicht autokorreliert und der RESET-Test gibt keinen Hinweis auf eine fehlende Variable. Da der t-Wert zu EVFG(-1) mit -12.08 kleiner ist als der kritische Wert von BANERJEE/DOLADO/MESTRE sind EVFG und BIP cointegriert. Ferner tragen die übrigen Regressoren signifikant ($\alpha = 0.05$) zur Erklärung von D(EVFG) bei. Für die Langfristregression erhält man die OLS-Schätzung $EVFG = 0.6432 \cdot BIP + \hat{u}$. Die untenstehende Abbildung enthält die Zeitreihe von EVFG und die Prognosen für EVFG aus der Langfristregression (EVFG_PRO_LANG) und aus dem Fehlerkorrekturmodell (EVFG_PRO_KURZ).



Die Prognosen des Fehlerkorrekturmodells sind nahezu identisch mit den tatsächlichen Werten und werden daher von der Zeitreihe EVFG überdeckt. Ferner zeigt die folgende Abbildung, dass die Residuen der Langfristregression (EVFG_RES_LANG), die ja die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht $EVFG=0.6432 \cdot BIP$ darstellen, im Gegensatz zu den Residuen (EVFG_RES_KURZ) aus der Prognose mit Hilfe des Fehlerkorrekturmodells (positiv) autokorreliert sind.



3. Systemschätzverfahren

Schon 1943 hat HAAVELMO gezeigt, dass die Anwendung der OLS-Methode auf eine beliebige Strukturgleichung eines interdependenten ökonomischen Modells in der Regel zu inkonsistenten Koeffizientenschätzungen führt. Die Ursache für diesen gravierenden Mangel der OLS-Schätzfunktion liegt darin, dass Regressoren, die zu den gemeinsam abhängigen Modellvariablen zählen, also in anderen Modellgleichungen selber erklärt werden, i. a. zum selben Zeitpunkt korreliert sind mit der Störvariablen der zu schätzenden Strukturgleichung. Ausnahmen bilden z. B. rekursive Modelle, bei denen eine Anordnung der Modellgleichungen in der Form möglich ist, dass für erklärende gemeinsam abhängige Variablen einer Verhaltensgleichung gilt, dass sie schon in Modellgleichungen, die der betrachteten Verhaltensgleichung vorausgehen, selber erklärt worden sind. Zudem dürfen bei rekursiven Modellen die Störvariablen verschiedener Gleichungen nicht zum selben Zeitpunkt korreliert sein. Lässt sich zuweilen eine rekursive Anordnung der Modellgleichungen erreichen, so muss bezweifelt werden, ob die zweite Bedingung in der Praxis erfüllt sein kann. Denn Störvariablen stehen für unberücksichtigte, zufällige Einflussgrößen, von denen aber anzunehmen ist, dass es darunter solche gibt, die in verschiedenen Modellgleichungen von Bedeutung sind. Die Störvariablen dieser Modellgleichungen müssen dann aber korreliert sein.

Die generelle Inkonsistenz der OLS-Methode hat zu der Entwicklung einer großen Anzahl von Systemschätzverfahren geführt, die in ihren theoretischen Eigenschaften dem OLS-Verfahren überlegen sind. Einige dieser Verfahren werden weiter unten vorgestellt. Zuvor soll aber angeführt werden, dass die Überlegenheit der eigentlichen Systemschätzverfahren gegenüber der OLS-Methode nur dann gegeben ist, falls die betrachtete Modellgleichung richtig spezifiziert ist. Liegen jedoch Fehlspezifikationen z. B. in der Form vor, dass Variablen in zu hoch aggregierter Form auftreten, systematische Einflussvariablen vergessen wurden oder fälschlicherweise nicht erkannt wird, dass ein Regressor den Charakter einer gemeinsam abhängigen Variablen besitzt, da die sie erklärende Gleichung im Modell fehlt, so verlieren die Systemschätzverfahren ihre theoretische Überlegenheit, wie KRÄMER (1980) in Simulationsstudien zeigen konnte.

Mithilfe der OLS-Methode waren sogar in vielen Fällen zuverlässigere Schätzung der Langfristmultiplikatoren und bessere Mehrschritt-Prognosen zu gewinnen. Fehlspezifikationen der oben aufgeführten Art lassen sich praktisch kaum vermeiden. Daher ist die immer wieder aufgeführte Schwäche der OLS-Schätzung im Rahmen von interdependenten Modellen eher theoretischer Natur. Hinzu kommt, dass im Gegensatz zur OLS-Methode die eigentlichen Systemschätzverfahren starke Anforderungen an den Stichprobenumfang (Zeitreihenlänge) T stellen, die bei großen Modellen wie dem vorliegenden nicht erfüllt sein können. So erwartet die TSLS-Methode eine Zeitreihenlänge T , die mindestens so groß ist, wie die Anzahl L der so genannten vorherbestimmten Variablen²⁰ des Modells. Für die Anzahl L erhält man aber in dem betrachteten Modell 169 und für die Länge T des Schätzzeitraumes gilt $T = 34$. Die 3SLS-Methode verlangt zusätzlich, dass die Anzahl N^b der Verhaltensgleichungen des Modells nicht größer ist als T . Für das Modell PROSY0 gilt $N^b = 78 > 34 = T$, sodass auch die 3SLS-Methode hier praktisch nicht zur Verfügung steht.

²⁰ Zu den vorherbestimmten Variablen zählen alle verzögerten gemeinsam abhängige Variablen und die unverzögerten wie verzögerten exogenen Variablen des Modells.

Es sollen im Folgenden nur zwei Schätzansätze vorgestellt werden, die prinzipiell auch bei der gegebenen Modellgröße und dem zur Verfügung stehenden Stichprobenumfang T praktisch einsetzbar sind. Das erste Verfahren bildet die *Instrumentvariablenmethode (IV-Methode)*. Dazu soll die n -te Verhaltensgleichung

$$y_n = R_n a_n + u_n$$

betrachtet werden. y_n stellt die Zeitreihe der Länge T der Variablen dar, die in dieser Gleichung erklärt wird. R_n bildet eine Matrix, die in ihren Spalten die Zeitreihen der erklärenden Variablen enthält und u_n ist der Vektor der unbeobachtbaren Störvariablen. Da bekannt ist, dass einige der in der Matrix R_n aufgeführten K Regressoren korreliert sind mit der Störvariablen, sucht man $M \geq K$ Variablen w_1, \dots, w_M , die diesen Defekt nicht aufweisen. Zudem sollen, da sie bei der Schätzung die ursprünglichen Regressoren ersetzen, mit diesen Regressoren in einem engen Zusammenhang stehen, was z. B. dann erfüllt ist, wenn sie gute Prediktoren für die Regressoren bilden. In die Liste der Ersatzvariablen, die als *Instrumentvariablen* bezeichnet werden, können dabei jene Regressoren übernommen werden, die nicht korreliert sind mit der Störvariablen der Gleichung. Setzt man die M Instrumentvariablen zur Matrix $W = [w_1, \dots, w_M]$ zusammen, so wird

$$\tilde{a}_n := \left[R_n' W (W' W)^{-1} W' R_n \right]^{-1} R_n' W (W' W)^{-1} W' y_n$$

als *verallgemeinerte Instrumentvariablen-schätzfunktion (IV-Schätzfunktion)* für a_n bezeichnet. Damit die Matrix $(W' W)^{-1}$ existiert, muss notwendig $T \geq M$ gelten, d. h. die Anzahl M der Instrumentvariablen darf nicht größer sein als die Länge T des Schätzzeitraumes. Die Existenz der Inversen $\left[R_n' W (W' W)^{-1} W' R_n \right]^{-1}$ ist dann in der Regel wegen der Voraussetzung $M \geq K$ gesichert. Unter bestimmten weiteren Annahmen sind die IV-Schätzfunktionen konsistent und asymptotisch normalverteilt. Wählt man speziell die L vorherbestimmten Variablen z_1, \dots, z_L , setzt man also $W = [z_1, \dots, z_L] = Z$, so erhält man *die zweistufige Kleinst-Quadrat-Schätzfunktion (TSLS-Schätzfunktion)*. Die Existenz der Inversen $(Z' Z)^{-1}$ führt dann zu der oben angesprochenen problematischen Bedingung $T \geq L$. Die TSLS-Schätzmethode zählt zu den Schätzverfahren bei *begrenzter Information (limited information methods, LI-Verfahren)*, da sie schon angewandt werden kann, wenn nur die Zeitreihenwerte y_n für die erklärte Variable, die Matrix R_n der Regressoren und die Matrix Z aller vorherbestimmten Variablen gegeben sind. Bei der Schätzung einer Modellgleichung bleiben sowohl die restlichen Modellvariablen als auch der Aufbau der übrigen Modellgleichungen unberücksichtigt.

Im Gegensatz zum TSLS-Verfahren zählt die *dreistufige Methode der kleinsten Quadrate (3SLS-Methode)* zu den Schätzverfahren bei *voller Information (full information methods, FI-Verfahren)*. FI-Verfahren schätzen alle unbekanntes Koeffizienten aller Modellgleichungen simultan. Sie beziehen also bei der Schätzung der Koeffizienten einer Gleichung den gesamten strukturellen Modellaufbau und eventuell auch die Korrelation der Residuen verschiedener Verhaltensgleichungen mit ein. Bei der 3SLS-Methode wird die unbekanntes Korrelationsmatrix mithilfe der TSLS-Residuen geschätzt und im Rahmen einer verallgemeinerten KQ-Methode berücksichtigt.

Es sei hier nur erwähnt, dass neben der TSLS- und der 3SLS-Methode z. B. Schätzverfahren existieren, die auf dem Maximum-Likelihood-Prinzip basieren. Diese dann als LIML- oder FIML-Schätzfunktionen bezeichneten Schätzverfahren sind aber asymptotisch äquivalent zu dem TSLS- bzw. zu dem 3SLS-Verfahren. Sie kranken trotz ihrer überlegenen theoretischen Eigenschaften ebenfalls an den strengen Voraussetzungen hinsichtlich der benötigten Zeitreihenlänge T , sodass sie bei größeren Modellen nicht mehr zum Einsatz kommen können.

Diesen Nachteil besitzt das von WOLD (1965) eingeführte *Fixpunkt-Schätzverfahren* (*FP-Schätzverfahren*) nicht.²¹ Es kann ebenfalls als verallgemeinertes IV-Schätzverfahren aufgefasst werden. Als Instrumentvariablen werden dabei die Modellprognosen gewählt, die sich auf der Basis der erst zu berechnenden FP-Schätzung ableiten lassen. Schätzung und Bestimmung der Instrumentvariablen bilden daher eine simultan zu betrachtende Aufgabenstellung, die die eigentliche Koeffizientenschätzung als Lösung eines nichtlinearen Gleichungssystems definiert. Die numerische Bestimmung dieser Lösung erfolgt mithilfe von Iterationsverfahren. D. h. ausgehend von einem Startwert werden sukzessive Schätzwerte berechnet, die sich den eigentlichen FP-Schätzwerten immer mehr annähern sollen. Diese Iterationsverfahren haben sich in der Praxis in der Regel als konvergent erwiesen.²² Zudem zeigt sich, dass FP-geschätzte Modelle häufig gute Prognosen bestimmen. Unter allgemeinen Bedingungen lässt sich ferner nachweisen, dass die FP-Schätzungen konsistent und asymptotisch normalverteilt sind.²³ Der wesentliche Vorteil der FP-Methode liegt aber darin, dass sie keine speziellen Voraussetzungen an den Stichprobenumfang T stellt. Sie ist unter denselben Bedingungen anwendbar, unter denen auch eine OLS-Schätzung berechnet werden kann.

4. Modellprognosen

4.1 Prognosetypen: Ex-post- und Ex-ante-Prognosen, statische und dynamische Prognosen

Im Folgenden bezeichnet $y(t)$ den Vektor der N gemeinsam abhängigen Variablen zum Zeitpunkt t , also der Variablen, die durch das Modell erklärt werden. Analog sei $x(t)$ der Vektor der M exogenen Modellvariablen. Dann werden durch das Modell zu dem Zeitpunkt t die gemeinsam abhängigen Variablen $y(t)$ aufgrund der Interdependenz durch sich selbst, durch verzögerte gemeinsam abhängige Variablen bis zu einer maximalen Verzögerung H und durch die exogenen Variablen mit einem maximalen Lag R erklärt. In der vorliegenden Modellversion gilt $H = 3$ und $R = 2$. Der zugehörige funktionale Zusammenhang kann mithilfe einer N -wertigen Funktion F wie folgt dargestellt werden:

$$y(t) = F(y(t), y(t-1), y(t-2), y(t-3), x(t), x(t-1), x(t-2); \alpha) + u(t).$$

Wegen der z. T. nichtlinearen Definitionsgleichungen stellt F dabei eine nichtlineare Funktion dar, deren genaue Ausgestaltung mithilfe der unbekanntenen Regressionskoeffizienten, die in dem Vektor α zusammengefasst sein sollen, erfolgt. Der Vektor $u(t)$ setzt sich aus den Störvariablen der Modellgleichungen zusammen, wobei für Definitionsgleichungen

²¹ Vgl. dazu WOLD (1965, 1980) und WOLD/BERGSTRÖM (1983).

²² Vgl. dazu AGREN (1972) und BODIN (1974).

²³ Vgl. dazu LYTTKENS (1973), AGREN (1975) und LÖSCH (1980, 1984, 1990).

gilt, dass das zugehörige Residuum identisch Null ist. Die obige Darstellung des Modells wird als (*asymmetrische*) *Strukturform (SF)* bezeichnet. Für die weitere Betrachtung sei der einfachen Darstellung wegen angenommen, dass $H = 1$ und $R = 0$ gilt. Es soll also ohne Beschränkung der Allgemeinheit von der Strukturform

$$y(t) = F(y(t), y(t-1), x(t); \alpha) + u(t)$$

ausgegangen werden.

Für die Berechnung von Modellprognosen müssen die in α zusammengefassten Koeffizienten durch konkrete Zahlenwerte, die auf der Basis von Schätzverfahren gewonnen wurden, ersetzt werden. Es bezeichnet $\hat{\alpha}$ das Ergebnis einer solchen Schätzung. Dann erhält man

$$y(t) = F(y(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha}) + \hat{u}(t)$$

mit dem zu der Schätzung $\hat{\alpha}$ gehörenden Residuenvektor $\hat{u}(t)$. Prognosen für $y(t)$ werden unter Vernachlässigung der Residuen $\hat{u}(t)$ nur mithilfe des systematischen Teils $F(y(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})$ berechnet. Diese Prognosen hängen dann von dem gewählten und durch F beschriebenen funktionalen Zusammenhang und von der Schätzung $\hat{\alpha}$ ab. Die Modifikation einer Modellgleichung führt zu einem anderen F und zu einem anderen geschätzten Koeffizientenvektor $\hat{\alpha}$ und damit zu veränderten Modellprognosen.

Bei Modellprognosen unterscheidet man zunächst nach dem Zeitbereich, für die sie berechnet werden. Wird mit $t = 1, \dots, T$ der Zeitbereich bezeichnet, für den für alle Modellvariablen (mit Ausnahme der unbeobachtbaren Störvariablen $u(t)$) Datenwerte vorliegen, so werden Prognosen für die Zeitpunkte dieses Zeitbereichs als *Ex-post-Prognosen* bezeichnet. *Ex-post-Prognosen* erlauben den Vergleich zwischen der tatsächlich eingetretenen und der aus dem Modell heraus prognostizierten Entwicklung. Sie stellen ein wichtiges Instrument zur Validierung eines Modells dar. Ein Modell wird man zur Berechnung von *Ex-ante-Prognosen*, also Prognosen für zukünftige Zeitpunkte $t = T + 1, \dots, T + s$ nur dann akzeptieren, falls es im *Ex-post-Bereich* die tatsächliche Entwicklung hinreichend gut beschreibt.

Hinsichtlich der *Ex-post-Prognosen* unterscheidet man wiederum zwei Typen. Als *statische Ex-post-Prognosen* $\hat{y}(t)$ werden die Lösungen des Gleichungssystems

$$\hat{y}(t) = F(\hat{y}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})$$

verstanden. Bei der Bestimmung von $\hat{y}(t)$ werden also die tatsächlich eingetretenen vergangenen Werte $y(t-1)$ der gemeinsam abhängigen Variablen verwendet. Die statische *Ex-post-Prognose* ergibt sich als Auflösung des obigen Gleichungssystems nach $\hat{y}(t)$. Enthielte das Modell nur lineare Gleichungen, so ließe sich die Auflösung explizit angeben. Im Falle einer nichtlinearen Funktion F existiert eine solche Auflösung nicht. Für die konkrete Berechnung von $\hat{y}(t)$ ist aber eine explizite Darstellung von $\hat{y}(t)$ nur in Abhängigkeit von $y(t-1)$ und $x(t)$ nicht notwendig, wie im nächsten Abschnitt gezeigt wird. Zu beachten ist, dass die durch

$$\hat{v}(t) := y(t) - \hat{y}(t) = y(t) - F(\hat{y}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})$$

definierten Residuen sich von den Residuen

$$\hat{u}(t) := y(t) - F(y(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})$$

der Strukturform unterscheiden. In der Regel sind die $\hat{v}(t)$ -Residuen größer, da zur Berechnung der Prognose $\hat{y}(t)$ in F nicht die tatsächlich vorliegenden $y(t)$ -Werte, sondern die mit Fehlern behafteten $\hat{y}(t)$ -Werte eingehen. Ferner weisen jetzt auch gemeinsam abhängige Variablen, die in Identitäten erklärt werden, in der Regel nichtverschwindende $\hat{v}(t)$ -Residuen auf.

Als *dynamische Ex-post-Prognosen* werden Prognosen bezeichnet, die nicht mehr auf die vorliegenden Werte $y(t-1)$ zurückgreifen, sondern diese durch die schon für den Zeitpunkt $t-1$ berechneten Prognosewerte ersetzen, die also folgendem Gleichungssystem genügen:

$$\begin{aligned} \hat{y}(1|0) &= F(\hat{y}(1|0), y(0), x(1); \hat{\alpha}) && \text{für } t = 1 \\ \hat{y}(2|0) &= F(\hat{y}(2|0), \hat{y}(1|0), x(2); \hat{\alpha}) && \text{für } t = 2 \\ &\vdots && \\ \hat{y}(T|0) &= F(\hat{y}(T|0), \hat{y}(T-1|0), x(T); \hat{\alpha}) && \text{für } t = T \end{aligned}$$

Nur beim ersten Zeitpunkt $t=1$ wird für die verzögerte gemeinsam abhängige Variable der vorliegende Wert $y(0)$ eingesetzt. Für alle anderen Zeitpunkte wird die schon zuvor berechnete Prognose $\hat{y}(t-1|0)$ an Stelle von $y(t-1)$ benutzt. Dynamische Ex-post-Prognosen können also nur sukzessive, beginnend mit dem ersten Zeitpunkt bestimmt werden. In die Berechnung von $\hat{y}(t|0)$ gehen damit letztlich der Startwert $y(0)$ und die exogenen Variablen $x(1), x(2), \dots, x(t)$ ein. Die Berechnung von dynamischen Ex-post-Prognosen wird auch als *Prognosesimulation* bezeichnet. Die zugehörigen Residuen

$$\hat{w}(t|0) := y(t) - \hat{y}(t|0) = y(t) - F(\hat{y}(t|0), \hat{y}(t-1|0), x(t); \hat{\alpha})$$

sind aufgrund der rekursiven Bestimmung von $\hat{y}(t|0)$ korreliert. Dabei kann es zu einem starken Schwingen der Residuen $\hat{w}(t|0)$ und der dynamischen Ex-post-Prognosen $\hat{y}(t|0)$ bis hin zu einem explosiven Verlauf beider Größen bei einer Prognosesimulation kommen. Dies weist auf ein instabiles Modell mit evtl. nicht stationären Residuen hin, das für die praktische Arbeit nicht brauchbar ist. Das Modell muss in seiner Strukturform in mindestens einer Verhaltensgleichung neu spezifiziert werden. Das Auffinden der Verhaltensgleichung, die für die instabile Entwicklung der dynamischen Ex-post-Prognosen verantwortlich ist, erfordert von einem Modellbauer große Erfahrung.

Erst wenn die statische und die dynamische Ex-post-Prognose zufriedenstellende Ergebnisse liefern, kann ein Modell für die Ex-ante-Prognose für Zeitpunkte $t = T+1, \dots, T+s$ herangezogen werden, die jenseits des letzten Zeitpunktes T des Beobachtungszeitraumes

liegen. Ex-ante-Prognosen können nur vom dynamischen Typ sein und werden als Lösungen des Gleichungssystems

$$\begin{aligned}\hat{y}(T+1|T) &= F(\hat{y}(T+1|T), y(T), X(T+1); \hat{\alpha}) && \text{für } t = T+1 \\ \hat{y}(T+2|T) &= F(\hat{y}(T+2|T), \hat{y}(T+1|T), X(T+2); \hat{\alpha}) && \text{für } t = T+2\end{aligned}$$

usw. bestimmt. Sie benötigen die zukünftigen Werte $x(t+1), x(T+2)$ usw. der exogenen Variablen. Da diese in der Regel nicht bekannt sind, müssen sie selber durch Prognosen $\hat{x}(t+1), \hat{x}(T+2)$ usw., die außerhalb des Modells gewonnen wurden oder durch Werte, die ein zukünftiges Szenarium beschreiben, ersetzt werden.

4.2 Berechnungsverfahren und Beurteilungskriterien

Die Berechnung der Prognosen soll anhand des Gleichungssystems

$$\hat{y}(t) = F(\hat{y}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})$$

für die statischen Prognosen erläutert werden. Da eine explizite Auflösung des i. a. nicht-linearen Gleichungssystems nach $\hat{y}(t)$ in der Regel nicht existiert, greift man auf numerische Verfahren zurück. Dies sind Iterationsverfahren, die beginnend mit einer ersten Näherungslösung $y^{(0)}(t)$ eine Folge $y^{(0)}(t), y^{(1)}(t), y^{(2)}(t), \dots$ bestimmen, die gegen die Prognose $\hat{y}(t)$ konvergiert. Das einfachste Verfahren bildet dabei das GAUSS-SEIDEL-Verfahren, das die Lösungsfolge in der Form

$$\begin{aligned}y^{(1)}(t) &:= F(y^{(0)}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha}) \\ y^{(2)}(t) &:= F(y^{(1)}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha}) \\ y^{(3)}(t) &:= F(y^{(2)}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})\end{aligned}$$

bzw. allgemein

$$y^{(s)}(t) := F(y^{(s-1)}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha})$$

definiert. Die Konvergenz von $y^{(s)}(t)$ gegen $\hat{y}(t)$ für $s \rightarrow \infty$ ist nicht zwingend und kann insbesondere vom Startwert $y^{(0)}(t)$ abhängen. In der Regel konvergiert das Verfahren sogar bei Wahl des Startwertes $y^{(0)}(t) := y(t)$. Um das Konvergenzverhalten zu verbessern, kann das Verfahren modifiziert werden. Dazu wird eine Zahl λ , ein sogenannter *Relaxationsparameter*, mit $0 < \lambda < 2$ vorgegeben und $y^{(s)}(t)$ in der Form

$$y^{(s)}(t) = \lambda F(y^{(s-1)}(t), y(t-1), x(t); \hat{\alpha}) + (1 - \lambda)y^{(s-1)}(t)$$

berechnet. Bei Wahl von $\lambda = 1$ erhält man das ursprüngliche GAUSS-SEIDEL-Verfahren. Es hat sich gezeigt, dass für $\lambda = 0.7$ häufig ein zufriedenstellendes Konvergenzverhalten erzielt werden kann.²⁴ Dabei wird die Konvergenz auf der Basis von Konvergenzkriterien überprüft. In der Regel bricht man die Iteration nach dem s -ten Schritt ab und akzeptiert $y^{(s)}(t)$ als Prognose $\hat{y}(t)$, wenn der Absolutbetrag der Differenz zwischen $y^{(s)}(t)$ und $y^{(s-1)}(t)$ normiert durch die Größenordnung der Werte von $y^{(s)}(t)$ kleiner als 10^{-K} ist, wobei K eine ganze Zahl größer Null ist, die vorgegeben wird. Wählt man z. B. $K = 5$, so bedeutet das, dass die Werte zweier aufeinander folgender Iterationsschritte sich in den ersten vier führenden Ziffern nicht mehr unterscheiden.

Für Ex-post-Prognosen existieren eine Reihe von Prognosemaßen, die eine Einschätzung der Güte der Modellprognosen erlauben. Im Folgenden sollen Prognosemaße vorgestellt werden, die bei der Evaluation der Prognosegüte herangezogen wurden. Dabei bezeichnet y_t den aktuellen und \hat{y}_t den Prognosewert einer Variablen y für den Zeitpunkt t des Ex-post-Prognosezeitraumes $t = 1, \dots, T$.

(a) *Mittlerer quadratischer Fehler (MSE)*

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2$$

(b) *Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler*

$$\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}$$

(c) *Theilscher Ungleichheitskoeffizient*

$$\left\{ \begin{array}{ll} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t^2 + \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_t^2}} & , \quad \text{falls der Nenner} \neq 0 \\ = 0 & , \quad \text{falls der Nenner} = 0 \end{array} \right.$$

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient nimmt nur Werte zwischen 0 und 1 an. Je näher er bei 0 liegt, umso besser stimmt die Prognose mit den beobachteten Werten überein. Er sollte für wichtige Modellvariablen nicht größer als 0.02 bzw. 0.03 bei statischen bzw. bei dynamischen Prognosen liegen.

²⁴ Hinsichtlich der Verfahren zur Berechnung von Prognosen im Rahmen interdependenter ökonomischer Modelle vgl. LANGE/LÖSCH (1975).

(d) Es sei

$$\bar{y} := \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \quad , \quad \bar{\hat{y}} := \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{y}_t \quad ,$$

$$S_y := \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad , \quad S_{\hat{y}} := \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{\hat{y}})^2} \quad \text{und}$$

$$r := \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})(\hat{y}_t - \bar{\hat{y}})}{S_y \cdot S_{\hat{y}}}$$

Dann besitzt der mittlere quadratische Fehler folgende Zerlegung:

$$MSE = (\bar{y} - \bar{\hat{y}})^2 + (S_y - S_{\hat{y}})^2 + 2(1-r) S_y S_{\hat{y}} \quad .$$

Es sei dann

$$\text{Bias-Anteil} \quad := \quad u^M \quad := \quad \frac{(\hat{y} - \bar{y})^2}{MSE}$$

$$\text{Varianz-Anteil} \quad := \quad u^S \quad := \quad \frac{(S_y - S_{\hat{y}})^2}{MSE}$$

$$\text{Kovarianz-Anteil} \quad := \quad u^c \quad := \quad \frac{2(1-r)S_y S_{\hat{y}}}{MSE}$$

Für eine gute Prognose muss dann $u^M \approx 0$, $u^S \approx 0$ und $u^c \approx 1$ gelten.

(e)

$$\text{Wendepunktindex} \quad := \quad \begin{cases} \frac{a+b}{a+b+c} \quad , \text{ falls } a+b+c > 0 \\ -1 \quad , \text{ falls } a=b=c=0 \end{cases}$$

Dabei ist

- $a :=$ Anzahl aller Fälle, für die Wendepunkte prognostiziert werden und dies auch richtig ist
- $=$ Anzahl aller Fälle $t = 2, \dots, T$ mit:
 $(y_{t+1} - y_t)/(y_t - y_{t-1}) < 0$ und $(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t)/(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) < 0$,
- $b :=$ Anzahl aller Fälle, für die Wendepunkte prognostiziert werden und dies falsch ist
- $=$ Anzahl aller Fälle $t = 2, \dots, T$ mit:
 $(y_{t+1} - y_t)/(y_t - y_{t-1}) > 0$ und $(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t)/(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) < 0$,

und

- $c :=$ Anzahl aller Fälle, für die keine Wendepunkte prognostiziert wurden und dies falsch ist
- $=$ Anzahl aller Fälle $t = 2, \dots, T$ mit:
 $(y_{t+1} - y_t)/(y_t - y_{t-1}) < 0$ und $(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t)/(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) > 0$.

Für den Wendepunktindex gilt:

- (i) $0 \leq \text{Wendepunktindex} \leq 1$, falls $a + b + c > 0$.
- (ii) Sind Wendepunkte vorhanden und werden diese alle richtig prognostiziert, dann gilt:
Wendepunktindex = 0.
- (iii) Sind Wendepunkte vorhanden und wird keiner richtig prognostiziert, dann gilt:
Wendepunktindex = 1.

(f) mittlerer prozentualer Fehler $:= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \cdot 100$

(g) maximaler prozentualer Fehler $:= \max \left\{ \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \cdot 100; t = 1, \dots, T \right\}$

Teil III Schätz- und Prognoseergebnisse aus den vier Teilmodellen des Systems

1. Vorbemerkungen

Gegenstand dieses Kapitels sind die Schätzergebnisse ausgewählter Verhaltensgleichungen. Ziel ist es, einen Überblick über die grundsätzliche Vorgehensweise bei ihrer Spezifikation und über die wichtigsten Ergebnisse zu vermitteln. Die vollständige Darstellung aller Bestimmungsfunktionen würde den verfügbaren Raum weit überschreiten. Bei den Koeffizienten, Gütemaßen und Testwerten handelt es sich um Größen, die auf der KQ-Methode (OLS-Verfahren) beruhen. Das OLS-Verfahren ist anwendbar, wenn es die Eigenschaft der Konsistenz besitzt. Dies ist z. B. der Fall, wenn das Gesamtsystem rekursiv ist. Rekursiv ist ein Modell, wenn die Störvariablen verschiedener Gleichungen nicht korreliert sind und wenn sich die einzelnen Funktionen so in eine Reihenfolge bringen lassen, dass in jeder Gleichung nur solche endogene Erklärungsvariablen unverzögert auftreten, die bereits in vorausgehenden Gleichungen bestimmt worden sind.

So umfasst die erste Gleichung der geordneten Abfolge nur eine gemeinsame Abhängige, nämlich die links des Gleichheitszeichens stehende. Alle Erklärungsvariablen sind vorherbestimmt, d. h. verzögert endogen oder exogen. Die Endogene der ersten Gleichung kann jedoch in der zweiten Bestimmungsgröße sein und in der dritten die Endogenen der beiden vorausgehenden usw. Stammen unverzögerte Erklärungsvariablen dagegen aus nachfolgenden Gleichungen, dann entsteht im Kausalitätsgefüge eine interdependente Rückkopplung. Dadurch geht die gerichtete (dependente) Kausalität verloren und die OLS-Methode wird im Allgemeinen inkonsistent. Allerdings ist diese Schwäche der OLS-Schätzung im Rahmen von interdependenten Modellen bis zu einem gewissen Grade theoretischer Natur. Häufig ist das OLS-Verfahren den eigentlichen Systemschätzverfahren in wichtigen Belangen der praktischen Aufgabenstellung (Prognose, Bestimmung von Multiplikatoren) überlegen, worauf in Abschnitt 3 von Teil II hingewiesen worden ist. Es bleibt aber der Vorbehalt, dass die aufgeführten Testgrößen mit der gebotenen Vorsicht zu interpretieren sind.

Das geschätzte Gleichungssystem erfüllt die für seine prognostische und simulative Verwendbarkeit so wichtige Bedingung der Stabilität.¹ Bei der Totalsimulation des Modells im Stützbereich 1965-1998 folgen die simulierten Verläufe aller gemeinsam abhängigen Variablen ihren tatsächlichen Verläufen mit hinreichender Genauigkeit. Bei jeder im folgenden analysierten Verhaltensgleichung stehen neben den Erklärungsvariablen, den Koeffizienten und Testparametern aus der Schätzung, die Gütekennziffern der Prognose-Anpassung. Dabei handelt es sich, wohl gemerkt, nicht um die isolierte Einzelgleichungs-Anpassung gemäß

¹ Das im ersten Anlauf aus den theoretischen Modellvorstellungen heraus geschätzte Modell war erwartungsgemäß instabil. Die Ex-post-Prognosen aus der Totalsimulation führten Schwingungen aus, die das Modell auf Grund seiner Dynamik autonom erzeugte und die nichts mit dem empirischen Datenmaterial bzw. dem Ausbildungsverhalten zu tun hatten. Um zu der stabilen Modellversion zu gelangen, wurden in einem aufwendigen Trial-and-error-Verfahren die destabilisierenden Strukturen des Systems identifiziert und in den Grenzen des konzipierten Verhaltensmodells schrittweise modifiziert. Dabei war es eine große Hilfe, dass man aus der rekursiven Anordnung des Gleichungssystems erkennen konnte, von welcher Variablen bzw. welcher Gleichung die Schwingung vermutlich ausging. Es konnte eigentlich nur eine Größe sein, die in der rekursiven Reihenfolge der gemeinsam abhängigen Variablen der betrachteten vorausging. Oft genügte es, statt ursprünglich verwendeter Erklärungsgrößen, Alternativvariablen, z. B. statt der Wachstumsraten die zugehörigen Niveauvariablen oder umgekehrt, heranzuziehen. Weitere Einzelheiten vgl. Kapitel 2 über die Arbeitsschritte bei der Erstellung eines praxistauglichen ökonomischen Modells.

OLS-Schätzung, sondern um die Ergebnisse aus der Lösung des gesamten Gleichungssystems. Die Prognose-Anpassungen werden folglich aus dem Wechselspiel aller erklärenden Variablen und aus der vollen Dynamik des Modells heraus generiert.

Das Modell ist mit dem MEBA-System geschätzt und prognostiziert worden. Infolgedessen werden die Gleichungen gemäß den Konventionen dieses Programmsystems dargestellt. Zu seinen Vorzügen gehört die Freiheit, beliebige Funktionsvereinbarungen einführen zu können. Die wichtigsten werden nachstehend aufgelistet:

L01(X)	=	Lag(X,1); Verzögerung um eine Periode
L02(X)	=	Lag(X,2); Verzögerung um zwei Perioden
L10(X)	=	[X+Lag(X,1)]/2; gleitender Mittelwert 2. Ordnung; Start laufende Periode
L11(X)	=	[Lag(X,1)+Lag(X,2)]/2; gleitender Mittelwert 2. Ordnung; Start Vorperiode
L20(X)	=	[X+Lag(X,1)+Lag(X,2)]/3; gleitender Mittelwert 3. Ordnung; Start laufende Periode
L21(X)	=	[Lag(X,1)+Lag(X,2)+Lag(X,3)]/3; gleitender Mittelwert 3. Ordnung
D(X)	=	X-L01(X); Erste Differenz
W(X)	=	100*[X/Lag(X,1)-1]; Wachstumsrate

Die Lag- und Summen- bzw. Differenzenoperatoren können auch kombiniert werden. Zum Beispiel bestimmt L11[W(X)] den gleitenden Mittelwert der um eine und zwei Perioden verzögerten Wachstumsrate.

2. Ausgewählte Verhaltensgleichungen aus dem Zentralteil des Modells

2.1 Überblick

Die im Zentrum des Modells stehenden Gleichungen beziehen sich auf die wichtigsten Variablen des dualen Systems. Das sind zum einen die Bestände der Auszubildenden, zum anderen die neu abgeschlossenen Ausbildungsverträge (Stromgröße). Bei den Neuabschlüssen wird keine berufliche Aufschlüsselung vorgenommen, bei den Auszubildenden nur eine rudimentäre. Von der Datenverfügbarkeit aus betrachtet, wäre die tiefer gehende Unterteilung der Auszubildenden nach Berufsgruppen (Metallberufe, Elektroberufe, Waren- und Dienstleistungskaufleute, Organisations-, Verwaltungs- und Büroberufe etc.) an sich möglich. Man müsste jedoch abschätzen, ob der Nutzen aus der Vergrößerung des Modells den zusätzlichen Aufwand, insbesondere den beim Test des Systems auf Stabilität, überwiegt. Je größer ein Modell ist, um so schwieriger ist normalerweise die Sicherung seiner Stabilität.

Interessanter als die Disaggregation der Auszubildenden wäre die Disaggregation der neuen Ausbildungsverträge, der Angebots- und Nachfragevariablen sowie der am 30. 09. jeweils verbleibenden Marktungleichgewichte. Denn hier zeigt sich nicht nur das aktuelle Berufespektrum des Ausbildungsstellenmarktes bzw. der Qualifikationsbedarf der Wirtschaft, sondern auch wie neu entwickelte oder novellierte bzw. modernisierte Berufe, wie z. B. die des IT-Bereichs oder des Dienstleistungssektors von den Betrieben und Schulabsolventen angenommen werden.

Im Kapitel über die Datenbereitstellung wurde gezeigt, welche Probleme sich daraus ergeben, durch Rückwärtsextrapolation ausreichend lange Zeitreihen zu gewinnen. Da die Statistiken im Hinblick auf die berufliche Zusammensetzung der neuen Ausbildungsverträge erheblich schlechter als die der Auszubildenden ist, müsste man auch hier eigene Schätzansätze entwickeln. Sie wären auf den unteren, beruflichen Aggregatsebenen in hohem Maße fehleranfällig. Angesichts dieser Zeitreihenprobleme, sollte man auf die Disaggregation so lange verzichten, bis die Datenverfügbarkeit in den kommenden Jahren besser geworden ist und man

Perioden am kritischen Anfang der Zeitreihen ohne Nachteile für die statistische Substanz und die Informationsbasis des Gleichungssystems abschneiden kann.

Die Variablensymbole für die Neuabschlüsse beginnen mit N, gefolgt von den Mnemo-Zeichen für die Ausbildungsbereiche: IH für Industrie und Handel, HW für Handwerk, LW für Landwirtschaft, OD für öffentlicher Dienst und FB für freie Berufe (einschl. Sonstige). Die Symbole schließen mit den Ziffern 1 (für den Stichtag 30.09.), 2 (für den Stichtag 31.12.) und 21 für die Differenz zwischen den beiden Stichtags-Daten ab. Die Summenvariablen aller Neuabschlüsse lauten entsprechend: NAA1, NA21, NAA2. Die marktschließenden Gesamtgrößen werden durch GAAX = Gesamtangebot, GNA = Gesamtnachfrage, UBAX = am 30.09. verbliebene, unbesetzte Ausbildungsplätze und UVB = am 30.09. verbliebene, unvermittelte Bewerber gekennzeichnet. Die Indikatorvariable für den Erfolg des Marktprozesses im Ausbildungsjahr bzw. für die Bewertung der Ausbildungsstellensituation ist die Angebots-Nachfrage-Relation (ANRX). Sie beziffert die Zahl der angebotenen Ausbildungsplätze je 100 Nachfrager.

In der folgenden Liste ist aufgeführt, wie die Bestimmungsgleichungen des Zentralteils im Bereich der Neuabschlüsse auf die beiden Funktionstypen Verhaltens- und Definitionsgleichung aufgeteilt sind. Der Grundansatz, der bei der Strukturierung der endogenen Variablen zur Anwendung gekommen ist, lautet wie folgt: Gegenstand von Verhaltensgleichungen sind die 30.09.-Neuabschlüsse in Industrie/Handel und Handwerk (NIH1, NHW1). Die 30.09.-Neuabschlüsse der übrigen Ausbildungsbereiche dagegen wurden zusammengefasst (NAA1R; R steht für „Rest“ = LW+OD+FB). Wegen der hier vorherrschenden relativ kleinen Zahlen erwiesen sich die isolierten Schätzungen als unbefriedigend. In späteren Modellversionen, wenn neue Beobachtungswerte bzw. längere Zeitreihen verfügbar sein werden, wird die Disaggregation der Summenvariablen erneut in Angriff genommen.

Um zu den 31.12.-Neuabschlüssen zu gelangen, wird bei den großen Ausbildungsbereichen die Differenz zwischen den beiden Stichtagsdaten (NIH21=NIH2-NIH1 und NHW21=NHW2-NHW1) ermittelt und diese mittels Verhaltensgleichung bestimmt. Die Jahreschlusswerte der Neuabschlüsse sind größer als die zugehörigen Herbstwerte, wenn die Zahl der Nachmeldungen von Ausbildungsverträgen größer als die Zahl der Vertragsabbrüche ist und umgekehrt. Bei den kleinen Ausbildungsbereichen hingegen werden die zusammengefassten 31.12.-Neuabschlüsse (NAA2R) direkt, d. h. ohne den Umweg über die Stichtags-Differenz durch eine Verhaltensgleichung erfasst. Damit ist der Datenbereich der neu abgeschlossenen Ausbildungsverträge im Modell vollständig vertreten.

(1)	NIH1	→	Verhaltensgleichung
(2)	NHW1	→	Verhaltensgleichung
(3)	NAA1R	→	Verhaltensgleichung
(4)	NAA1	:=	NIH1 + NHW1 + NAA1R
(5)	NIH21	→	Verhaltensgleichung
(6)	NIH2	:=	NIH1 + NIH21
(7)	NHW21	→	Verhaltensgleichung
(8)	NHW2	:=	NHW1 + NHW21
(9)	NAA2R	:=	Verhaltensgleichung
(10)	NAA2	:=	NIH2 + NHW2 + NAA2R

Zu den das duale System der betrieblichen Berufsausbildung insgesamt charakterisierenden Variablen gelangt man über Verhaltensgleichungen für die gesamte Lehrstellennachfrage (GNA) sowie die unbesetzten Plätze (UBAX). Letztere lassen sich als deterministischer Trend darstellen, mit wesentlich durch die Lohnstückkosten verursachten Schwankungen nach oben und unten. Da die NAA1 erklärt vorliegen, können die unvermittelten Bewerber (UVB), das

Gesamtangebot an Ausbildungsplätzen (GAAX) sowie die Angebots-Nachfrage-Relation (ANRX) definitorisch bestimmt werden.

(11)	GNA	→	Verhaltensgleichung
(12)	UVB	:=	GNA – NAA1
(13)	UBAX	→	Verhaltensgleichung (deterministischer Trend)
(14)	GAAX	:=	NAA1 + UBAX
(15)	ANRX	:=	100*GAAX/GNA

Bei der statistischen Abgrenzung und Verarbeitung der Bestände an Auszubildenden im Gleichungssystem, die stets Jahresschlusszählungen sind, konnte ein anderer Weg beschritten werden. Die Variablensymbole beginnen mit einem A, gefolgt von den obigen Zeichen für die sektoralen Ausbildungsbereiche. Daran schließt sich eine stark aggregierte berufliche Gruppierung insoweit an, als im Ausbildungsbereich Industrie und Handel zwischen Kaufmännischen (K) und gewerblichen (G) Ausbildungsberufen und im Ausbildungsbereich Handwerk zwischen Bau-Holz-Berufen (BH), Metall- und Elektroberufen (ME) und sonstigen, den privaten Verbrauch betreffenden Berufen (PV) unterschieden wird. Die Auszubildenden der übrigen Bereiche ALW, AOD, AFB werden, anders als die entsprechenden Neuabschlüsse, als separate Verhaltensgleichungen behandelt jedoch nicht weiter unterteilt. Mit Ausnahme der Auszubildenden in den freien Berufen werden nicht die Bestandsgrößen, sondern die ersten Differenzen zum Gegenstand von Verhaltensgleichungen gemacht. Zu erkennen sind diese Variablen am Differenzenoperator D. Die Bestandsgrößen kommen dann definitorisch zum Ausdruck.

(16)	D(AIHG)	→	Verhaltensgleichung
(17)	AIHG	:=	L01(AIHG)+D(AIHG);
(18)	D(AIHK)	→	Verhaltensgleichung
(19)	AIHK	:=	L01(AIHK)+D(AIHK);
(20)	AIH	:=	AIHG + AIHK;
(21)	D(AHBH)	→	Verhaltensgleichung
(22)	AHBH	:=	L01(AHBH)*D(AHBH);
(23)	D(AHME)	→	Verhaltensgleichung
(24)	AHME	:=	L01(AHME)+D(AHME);
(25)	D(AHPV)	→	Verhaltensgleichung
(26)	AHPV	:=	L01(AHPV)+D(AHPV);
(27)	AHW	:=	AHBH + AHME + AHPV;
(28)	D(ALW)	→	Verhaltensgleichung
(29)	ALW	:=	L01(ALW)+D(ALW);
(30)	D(AOD)	→	Verhaltensgleichung
(31)	AOD	:=	L01(AOD)+D(AOD);
(32)	AFB	→	Verhaltensgleichung
(33)	AZB	:=	AIH + AHW + ALW + AOD + AFB;

Mit Hilfe der Auszubildenden sowie der Neuabschlüsse zum 31.12. lassen sich unter Einsatz einer einfachen Bilanzgleichung die Abgänger aus dem dualen System (ABG) bestimmen. Darunter werden sowohl die Absolventen des dualen Systems als auch die Personen verstanden, welche die Ausbildung endgültig, d. h. nicht durch Wechsel des Ausbildungsbetriebes, abrechnen. Die explizite Bestimmung von Abgänger-Variablen basierte auf der Hypothese, dass das betriebliche Ausbildungsstellenangebot bis zu einem gewissen Grade auch von der Zahl der Plätze abhängt, die Abgänger zuvor frei gemacht haben.

Nach dieser Bilanzgleichung ergeben sich die Auszubildenden des laufenden Jahres [z. B. AIH_t] aus den Auszubildenden des Vorjahres [z. B. AIH_{t-1}], wenn man die zugehörigen Neuabschlüsse [$NIH2_t$] hinzu addiert und die Abgänger [$ABIH_t$] abzieht. Durch Umstellen erhält man die Definitionsgleichung für die Abgänger. In den Gleichungen (34) – (39) ist D das Operatorsymbol für die erste Differenz. Es wird im Modell neben anderen Operatorzeichen (z. B. W für die Wachstumsrate) oft verwendet; es vereinfacht die Schreibweise ganz erheblich.

$$\begin{array}{llllll}
 (34) & ABIH & := & NIH2 & - & D[AIH] \\
 (35) & ABHW & := & NHW2 & - & D[AHW] \\
 (36) & ABLW & := & NLW2 & - & D[ALW] & \rightarrow & \text{Verhaltensgleichung} \\
 (37) & ABOD & := & NOD2 & - & D[AOD] & \rightarrow & \text{Verhaltensgleichung} \\
 (38) & ABFB & := & NFB2 & - & D[AFB] & \rightarrow & \text{Verhaltensgleichung} \\
 (39) & ABG & := & ABIH + ABHW + ABLW + ABOD + ABFB.
 \end{array}$$

Wie man sieht, unterscheidet sich die Verfahrensweise in den Gleichungen (34), (35) von der in (36) – (38). Im Fall der ersteren entstehen die Abgänger direkt über Definitionsgleichungen, weil sie aus bereits bestimmten Variablen gebildet werden können. Bei den letzteren dagegen werden die Abgänger zunächst in der Datenbank berechnet und dann die entstehenden Variablen zum Gegenstand von Verhaltensgleichungen gemacht. Der Grund: Die Neuabschlüsse der Ausbildungsbereiche LW, OD und FB liegen nicht separat, sondern, wie oben begründet worden ist, einstweilen nur zusammengefasst vor. Würde man hier gemäß (34), (35) verfahren, wären zwei der drei Neuabschlüsse und damit auch die zugehörigen Abgänger exogen.

2.2 Bestimmungsgleichungen für die Neuabschlüsse in Industrie/Handel und Handwerk

2.2.1 Neue Ausbildungsverträge in Industrie und Handel

$$\begin{aligned}
 NIH1 &= 11319.7 + 0.30 \cdot D(SAMH) - 0.48 \cdot D(BFS1) + 0.19 \cdot L01(UBS) + 0.11 \cdot L01[D(AIH)] \\
 &\quad (19.3) \quad (8.5) \quad (-6.1) \quad (8.8) \quad (4.8) \\
 &+ 6587.1 \cdot [100 \cdot L01(NIH1/ETIH)] + 0.008 \cdot [L01(INFP) + 3.245 \cdot D(INFP)] + 7296.8 \cdot S91 \\
 &\quad (19.6) \quad (3.7) \quad (14.1) \\
 &+ 1611.7 \cdot (S66 - S81 + S89 + S78) + \hat{u} \\
 &\quad (6.5)
 \end{aligned}$$

Ergebnisse der OLS-Schätzung:

$$R^2 = 0.9929; \bar{R}^2 = 0.9907; DW = 2.06$$

Unter den Koeffizienten stehend, die t-Werte (= Koeffizient/Standardfehler)

Zu den weiteren Testverfahren vgl. unten den Abschnitt 2.2.2 „Exkurs“.

Die Bestimmungsgleichung wird von vier Variablengruppen geprägt. Die erste bezieht sich auf die Nachfrager nach Ausbildungsplätzen. Infrage kommen vor allem die einschlägigen Schulabgänger, so die Schulabgänger mit Hauptschulabschluss (SAMH), mit Realschulabschluss bzw. die Hochschulzugangsberechtigten. Von den genannten Alternativen erwiesen sich, vermutlich aus Interkorrelationsgründen, lediglich die Hauptschulabsolventen als hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzwert besagt: Steigt (sinkt) die erste Differenz der Hauptschulabsolventen in der laufenden Periode [$D(SAMH)$] um 10 Tsd., dann nehmen die NIH1

um 3 Tsd zu (ab). Eine zweite Nachfragevariable mit statistisch gesichertem Einfluss wird durch die Schüler im ersten Schuljahr an Berufsfachschulen [D(BFS1)], auch sie unverzögert, repräsentiert. Ihr Einfluss wirkt entlastend auf die Neuabschlüsse, weil diese Schüler für die Dauer des Schulbesuchs dem dualen System entzogen sind. Der zugehörige Koeffizientenschätzwert muss daher negativ sein.

Die zweite Variablengruppe vertritt angebotsseitige Einflussformen. Hier kommen im Prinzip eine ganze Reihe von Erklärungsmöglichkeiten infrage, angefangen von der Arbeitskostentwicklung bzw. den Lohnstückkosten, dem Auslastungsgrad der industriellen Produktionskapazitäten, dem Anstieg des realen Bruttoinlandsprodukts bis hin zu den als Planindikatoren zu verstehenden Ausbildungsleistungen der Vorperiode. Da Auf- und Abschwünge im Lehrlingswesen immer mehrere Jahre andauern, ist der Anstieg der Ausbildungsstellen in der Vorperiode gleichbedeutend mit dem Ziel, dieses Verhalten auch in der laufenden fortzusetzen und umgekehrt. Will ein Betrieb außerdem den Qualifiziertenanteil an seinen Erwerbstätigen steigern (senken), dann setzt auch dies ein vermehrtes (verringertes) Angebot an Ausbildungsplätzen voraus.

Die gesamtwirtschaftlichen Bestimmungsgrößen waren in der NIH1-Funktion ohne Bedeutung, den Ausschlag dagegen gaben die Variablen $L01[D(AIH)]$, d. h. der um eine Periode verzögerte Anstieg der Auszubildenden und die prozentuierte Ausbildungsquote [$100 * L01(NIH1/ETIH)$] der Vorperiode mit den Erwerbstätigen in Industrie und Handel (ETIH) als Bezugsgröße. Beide Variablen können sich in Grenzen unabhängig voneinander bewegen. Ein Anstieg der Auszubildenden muss nicht zwingend einen Anstieg der Ausbildungsquote nach sich ziehen und umgekehrt. Der Grund für die Überlegenheit dieser beiden Größen gegenüber den gesamtwirtschaftlichen Daten dürfte in ihrer Sektorspezifität zu suchen sein. Die Voraussetzung für die Plausibilität der Schätzung sind positive Koeffizienten.

Die dritte Variablengruppe verdeutlicht, wie stark die Neuabschlüsse in Industrie und Handel vom Einsatz bildungspolitischer Instrumente abhängen. Zwei erwiesen sich als plausibel und hoch signifikant: Die jährlichen Ausgaben der öffentlichen Hand für die Förderung der überbetrieblichen Berufsbildungsstätten (UBS) in den Klein- und Mittelbetrieben und die individuellen Förderprogramme der Bundesanstalt für Arbeit (INFP). Während die Ersteren durch die Niveauvariable der Vorperiode in Erscheinung treten, hatte im Fall der letzteren die gewichtete Summe [$L01(INFP)+3.245 * D(INFP)$] die mit Abstand stärkste Bedeutung. Diese Verbundvariable läßt sich aus der gewichteten ersten Differenz [$INFP-0.71 * L01(INFP)$], die sich in der OLS-Schätzung zur Gewichtsbestimmung ergeben hatte, durch Umformung ableiten.² Danach ist das Erklärungsgewicht von $D(INFP)$ 3.448 mal so groß wie das von $L01(INFP)$. Der Gewichtungsfaktor 3.448 ergibt sich aus $1/(1-0.71)$, d. h. dem reziproken Wert (0.29) des Komplementes von 0.71 zu 1. In dem kombinierten Regressor werden folglich freiheitsgradsparend zwei Variablen zusammengefasst, die man sonst getrennt anführen müsste. Wirken die laufenden Förderausgaben, wie man das aus theoretischen Überlegungen eigentlich erwarten sollte, stärker auf das Ausbildungsverhalten ein als die Förderausgaben des Vorjahres, die jedoch immer noch nachwirken, dann ist das Gewicht der ersteren, bezogen auf das der letzteren, zwangsläufig größer als 1 (oder umgekehrt das der letzteren bezogen auf die erstere kleiner als 1).

² Die Prozedur der Gewichtsschätzung, die entsprechend in vielen Gleichungen vorkommt, läuft wie folgt ab: Im ersten Lauf werden zusammen mit den übrigen Regressoren der Funktion die Variablen INFP und $L01(INFP)$ getrennt eingesetzt. Aus den beiden Koeffizienten werden die Gewichte von INFP (=1) und $L01(INFP)$ (= -0.71) errechnet. Die sich daraus ergebende gewichtete Differenz $INFP-0.71 * L01(INFP)$ kann man - algebraisch gleichbedeutend - zur obigen Verbundvariablen umformen.

Die letzten erklärenden Größen bestehen aus 0-1-Dummyvariablen. S91 neutralisiert den Datensprung des Jahres 1991, und die übrigen vier gleichen die Schätzgenauigkeit beeinträchtigende Ausreißerstellen in NIH1 aus. Die Erklärungsanteile solcher Sprungvariablen treten im Gleichungssystem sehr oft auf. Ihre „Erklärungsanteile“ liegen in aller Regel unter 1 %.

Die zentralen OLS-Testparameter: t-Statistik, korrigiertes R^2 (\bar{R}^2), Breusch-Godfrey-Test (BGT) auf Autokorrelation, Jarque-Bera-Test (JBT) auf Normalverteilungshypothese und Reset-Test (RST) auf Fehlspezifikation weisen die NIH1-Bestimmungsfunktion als theoretisch plausibel und statistisch gesichert aus. Die Ergebnisse der Totalsimulation des Gleichungssystems über den gesamten Stützbereich 1965-1998 für NIH1 lauten wie folgt: Der Korrelationskoeffizient (KK) zwischen Abhängiger und simulierter Abhängiger beträgt 0.9944. Die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers ist gleich 4.87, d. h. die prognostizierte Reihe weicht im Durchschnitt um 4.87 nach oben bzw. unten von der beobachteten ab. Dies entspricht einem mittleren Fehler von 1.45 %.³ Auch der Theilsche Ungleichheitskoeffizient (TUK= 0.090) ist ein Indiz für die hohe Ex-post-Prognosegenauigkeit des Modells im Bereich von NIH1.

2.2.2 Exkurs: Beschreibung der OLS-Schätz- und Testprozeduren anhand von NIH1⁴

Zum besseren Verständnis der OLS-Schätzprozeduren wird im Folgenden das vollständige Test- und Prüfmaterial zur NIH1-Funktion wiedergegeben. Die Berechnungen wurden mit dem EVIEWS-Programmsystem durchgeführt, welches sich in der Lagschreibweise vom MEBA-System nur dadurch unterscheidet, dass Verzögerungen, statt durch L01(X), durch nachgestellte und eingeklammerte Minus Ziffern gekennzeichnet sind: X(-1).

*Tabelle III.1 enthält im oberen Teil neben der Variablenliste, den geschätzten Koeffizienten und Standardfehlern, die t-Werte sowie die p-Werte.⁵ Im unteren Teil sind einige Testparameter für die Qualität der Schätzung aufgelistet. Wichtig sind R^2 , der Durbin-Watson-Testwert (DW) und gelegentlich die F-Statistik der Regression. Der Durbin-Watson-Koeffizient ist jedoch nur anwendbar, wenn die Variablenliste **nicht** die um eine Periode verzögerte Abhängige als Erklärende enthält. Ist dies dennoch der Fall, muss der Breusch-Godfrey-Test angewendet werden.*

Der Breusch-Godfrey-Test (BGT) ist Gegenstand von Tabelle III.2. Die hinter dem Testansatz stehende Theorie ist in Teil II, Abschnitt 1.4, ausführlich beschrieben worden. Sie basiert auf einer Prüfregression mit den ursprünglichen KQ-Residuen als Abhängiger und den Bestimmungsgrößen der Gleichung, ergänzt um drei verzögerte Werte $\hat{u}(-1)$, $\hat{u}(-2)$, $\hat{u}(-3)$, als erklärende Variablen. Das R^2 dieser Prüfregression sollte so klein wie möglich (im vorliegenden Fall = 0.0473), im Idealfall gleich Null sein. Anschließend wird der Funktionswert $T \cdot R^2$ (1.6098; dritte Zeile, oben links) ermittelt. Ist $T \cdot R^2$ kleiner als 7.81 (0.95-Fraktile

³ An den Ergebnissen der Totalsimulation erkennt man sehr gut die Stabilität des Gleichungssystems. Die Prognosefehler bleiben im gesamten Stützbereich näherungsweise konstant. Sie schaukeln sich nicht auf, und positive bzw. negative Prognoseresiduen wechseln sich unregelmäßig ab. Ist ein Modell instabil, dann sind es in der Regel alle Gleichungen.

⁴ Für eine ausführliche Darstellung der Tests vgl. LÖSCH, M. (2000a), S. 198 ff.

⁵ Als p-Wert wird das größte Signifikanzniveau bezeichnet, bei dem bei Vorliegen des Testfunktionswertes (hier: des t-Wertes) die Nullhypothese gegenüber der Gegenhypothese gerade noch nicht abgelehnt wird. Man lehnt also die Nullhypothese gegenüber der Gegenhypothese genau dann ab, wenn der p-Wert kleiner als das gewählte Signifikanzniveau ist.

der $\chi^2(3)$ -Verteilung), dann wird die Nullhypothese nicht verworfen und der Test spricht nicht für das Vorliegen von „serial correlation“.

Der Reset-Test (RST) ist ein Test auf Spezifikationsfehler. Das kann sowohl bedeuten, dass in der Regression systematische Erklärungsgrößen fehlen, oder aber ein wie auch immer gearteter falscher Funktionsansatz gewählt worden ist. Der Test gibt leider keinen Hinweis darauf, um welche Fehlerquelle es sich jeweils handelt. Die Prozedur läuft wie folgt ab: Man berechnet im ersten Schritt die angepassten (theoretischen) Werte der abhängigen Variablen, das sind die y - bzw. NIH1-Werte nach Abzug des Residuums und erhebt sie in die zweite, dritte und vierte Potenz ($\hat{y}^2, \hat{y}^3, \hat{y}^4$). Im zweiten Schritt wird eine Prüfregression durchgeführt mit den ursprünglichen Residuen als Abhängiger und den drei künstlichen Variablen als Erklärende. Die Nullhypothese (kein Spezifikationsfehler) wird nicht verworfen, wenn ein F-Test ergibt, dass nichts gegen die Annahme spricht, dass alle Regressionskoeffizienten der Prüfregression den Wert Null besitzen.

In Tabelle III.3 ist die an sich zweistufige Prozedur mit NIH1 als Abhängiger, sowie den ursprünglichen Regressoren ergänzt um die drei o. g. künstlichen Variablen in einem Lauf durchgeführt worden. Wird die Nullhypothese nicht verworfen, unterscheidet sich das R^2 dieser Prüfregression praktisch nicht vom R^2 der ursprünglichen Bestimmungsgleichung (0.9934 gegenüber 0.9929). Die zugehörige Testfunktion hat dann eine $F(4,28)$ -Verteilung. Ihr kritischer Wert bei 4 und 28 Freiheitsgraden und dem Fraktile von 0.95 beträgt ungefähr 2.7. Der Test-Funktionswert (Tabelle III.3, zweite Zeile, oben links) ist gleich 0.57. Da $0.57 < 2.7$ ist, kann die Nullhypothese nicht abgelehnt werden.

Tabelle III.1

Dependent Variable: NIH1 Method: Least Squares Date: 10/18/01 Time: 11:10 Sample: 1965 1998 Included observations: 34				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11318.72	586.4090	19.30175	0.0000
D(SAMH)	0.301200	0.035366	8.516719	0.0000
D(BFS1)	-0.482713	0.079128	-6.100431	0.0000
UBS(-1)	0.193670	0.021924	8.833578	0.0000
D(AIH(-1))	0.109423	0.022904	4.777436	0.0001
NIH1(-1)/ETIH(-1)	658707.1	33677.18	19.55945	0.0000
INFP(-1)+3.245*D(INFP)	0.007675	0.002069	3.709251	0.0010
S91	7296.805	517.2222	14.10768	0.0000
S66-S81+S89+S78	1611.716	249.2367	6.466610	0.0000
R-squared	0.992929	Mean dependent var		27297.56
Adjusted R-squared	0.990666	S.D. dependent var		4730.124
S.E. of regression	456.9919	Akaike info criterion		15.30914
Sum squared resid	5221040.	Schwarz criterion		15.71317
Log likelihood	-251.2553	F-statistic		438.8035
Durbin-Watson stat	2.056503	Prob(F-statistic)		0.000000

Tabelle III.2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	0.364468	Probability	0.779294	
Obs*R-squared	1.609800	Probability	0.657170	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 10/04/01 Time: 11:22				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-212.2321		-0.324702	0.7485
D(SAMH)	0.010367	0.039869	0.260020	0.7973
D(BFS1)	0.007277	0.089972	0.080875	0.9363
UBS(-1)	-0.005316	0.023508	-0.226133	0.8232
D(AIH(-1))	-0.002898	0.024700	-0.117336	0.9077
100*(NIH1(-1)/ETIH(-1))	140.4056	380.2498	0.369246	0.7155
INFP-0.71*INFP(-1)	-0.001622	0.007348	-0.220752	0.8273
S91	3.654566	569.9185	0.006412	0.9949
S66-S81+S78+S89	-34.52510	277.1457	-0.124574	0.9020
RESID(-1)	-0.065016	0.240897	-0.269890	0.7898
RESID(-2)	-0.213543	0.246310	-0.866967	0.3953
RESID(-3)	-0.123734	0.263078	-0.470333	0.6427
R-squared	0.047347	Mean dependent var	-2.66E-12	
Adjusted R-squared	-0.428979	S.D. dependent var	399.8088	
S.E. of regression	477.9311	Akaike info criterion	15.44737	
Sum squared resid	5025200.	Schwarz criterion	15.98609	
Log likelihood	-250.6054	F-statistic	0.099400	
Durbin-Watson stat	2.002391	Prob(F-statistic)	0.999829	

Tabelle III.3

Ramsey RESET Test:				
F-statistic	0.570749	Probability	0.640178	
Log likelihood ratio	2.548273	Probability	0.466630	
Test Equation:				
Dependent Variable: NIH1				
Method: Least Squares				
Date: 10/04/01 Time: 11:29				
Sample: 1965 1998				
Included observations: 34				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-116848.0	150346.6	-0.777191	0.4453
D(SAMH)	-8.303038	9.688377	-0.857010	0.4007
D(BFS1)	13.15522	15.30785	0.859377	0.3994
UBS(-1)	-5.421348	6.322484	-0.857471	0.4004
D(AIH(-1))	-2.965115	3.450295	-0.859380	0.3994
100*(NIH1(-1)/ETIH(-1))	-183815.3	213987.5	-0.859000	0.3996
INFP-0.71*INFP(-1)	-0.698573	0.812654	-0.859619	0.3993
S91	-203071.8	236353.5	-0.859186	0.3995
S66-S81+S78+S89	-45098.10	52566.88	-0.857919	0.4002
FITTED^2	0.001565	0.001805	0.867401	0.3951
FITTED^3	-3.74E-08	4.42E-08	-0.847771	0.4057
FITTED^4	3.33E-13	4.01E-13	0.830950	0.4149
R-squared	0.993372	Mean dependent var	27297.56	
Adjusted R-squared	0.990057	S.D. dependent var	4730.124	
S.E. of regression	471.6534	Akaike info criterion	15.42093	
Sum squared resid	4894052.	Schwarz criterion	15.95965	
Log likelihood	-250.1558	F-statistic	299.7313	
Durbin-Watson stat	1.938527	Prob(F-statistic)	0.000000	

2.2.3 Neuabschlüsse im Handwerk

$$\begin{aligned}
 \text{NHW1} &= 10177.5 + 0.15*[L01(\text{SAMH})+1.65*D(\text{SAMH})] + 0.37*[L01(\text{UBS})+0.58*D(\text{UBS})] \\
 &\quad (6.2) \quad (14.2) \quad (20.5) \\
 &+ 0.09*L01(\text{AHW}) - 0.55*L01(\text{KAP1}) - 0.04*SBAF + 0.03*L11(\text{INFP}) - 1424.9*S70 \\
 &\quad (7.4) \quad (-3.5) \quad (-9.5) \quad (11.5) \quad (-5.0) \\
 &+ \hat{u}
 \end{aligned}$$

Ergebnisse der OLS-Schätzung:

$$R^2 = 0.9957; \quad \bar{R}^2 = 0.9945;$$

Breusch-Godfrey-Test (BGT): Wert der Testfunktion $T \cdot R^2 = 0.90 < 7.81$ (0.95-Fraktile der $\text{Chi}^2(3)$ -Verteilung. Daher keine Autokorrelation

Jarque-Bera-Test (JBT): Wert der Testfunktion $1.2 < 6.0$ (0.95 Fraktile der $\text{Chi}^2(2)$ -Verteilung. Daher geschätzte Residuen normalverteilt.

Reset-Test (RST): Wert der Testfunktion $2.1 < 2.7$ (0.95-Fraktile der $F(4,30)$ -Verteilung. Daher keine Fehlspezifikation.

Die Zusammensetzung der erklärenden Größen ist vom Grundsatz her mit der Spezifikation der NIH1 -Funktion vergleichbar. Auch hier kann man mehrere Variablengruppen unterscheiden. Drehpunkt des Angebotsverhaltens sind erneut die Absolventen mit Hauptschulabschluss, allerdings in einer anderen Modalität. Bekanntlich kann man jede Niveauvariable in zwei additive Komponenten aufspalten, in den Variablenwert der Vorperiode und in die erste Differenz. Im Hinblick auf die Hauptschulabsolventen lautet die Zerlegung: $\text{SAMH} = L01(\text{SAMH}) + D(\text{SAMH})$. Während bei den IH-Neuabschlüssen letztlich $D(\text{SAMH})$ die plausibelste Schätzung ergab, war es bei den HW-Neuabschlüssen die unverzögerte Niveaugröße, jedoch mit der Maßgabe, dass ihre beiden Komponenten im ersten OLS-Schritt durch signifikant verschiedene und statistisch hoch gesicherte Koeffizientenschätzwerte gekennzeichnet waren. Man kann die Komponenten so zusammenfassen, dass die verzögerte Größe das Gewicht 1, die erste Differenz ein Gewicht ungleich 1 erhält und anschließend die OLS-Schätzung mit der Verbundvariablen wiederholt wird. Aus zwei Koeffizienten wird dann einer. Dies ergab im vorliegenden Fall: $[L01(\text{SAMH}) + 1.65 \cdot D(\text{SAMH})]$. Die Verbundvariable verdeutlicht den besonderen Einfluss der aktuellen Veränderung, der stärker ist, als der Einfluss der Ausgangsvariable, was durchaus im Einklang mit der Realität steht.

Die zweite Variablengruppe approximiert angebotsseitiges Bestimmungspotenzial. Während im IH-Bereich nur sektorspezifische Größen und keine gesamtwirtschaftlichen zum Tragen kamen, hat das Handwerk aus theoretisch sehr plausiblen Gründen ein anderes Verhaltensmuster. Wie sich schon in dem früheren ökonomischen Modell der betrieblichen Berufsausbildung (vgl. KAU (1990)) herausgestellt hatte, reagiert das Handwerk tendenziell antizyklisch auf die wirtschaftlichen Wechsellagen. Da die Ausbildung von Lehrlingen am Arbeitsplatz bzw. am Kundenauftrag und nicht in einer Lehrwerkstatt durchgeführt wird, sind Auszubildende auch Arbeitskräfte, die ungefähr ab der Mitte des zweiten Lehrjahres weniger kosten als sie dem Betrieb einbringen. Mit der vermehrten Einstellung von Lehrlingen können Handwerksbetriebe mithin die Arbeitskosten senken und die Notwendigkeit dazu ist um so dringlicher, je ungünstiger die Konjunkturlage ist. Dann werden weniger Gesellen eingestellt bzw. eigene Lehrlinge nach der Abschlussprüfung nicht übernommen und mehr Ausbildungsplätze für neue Lehrlinge angeboten. In Zeiten guter Konjunktur kehrt sich dieses Verhalten um.

Der Zusammenhang zwischen Neuabschlüssen im Handwerk und konjunktureller Lage ist folglich ein gegenläufiger, der sich durch einen negativen Koeffizientenschätzwert ausweisen muss. Unter den verschiedenen Möglichkeiten, konjunkturelle Prozesse zu spezifizieren, hat der Auslastungsgrad der industriellen Produktionskapazitäten (KAP1) in der Gleichung die statistisch günstigsten Eigenschaften.⁶ Weil konjunkturelle Auf- und Abbewegungen sich sehr schnell in der Auftragslage widerspiegeln, sollte KAP1 unverzögert in Erscheinung treten. Als zweite angebotsbestimmende Größe stellten sich die handwerklichen Auszubildenden des Vorjahres [L01(AHW)] heraus. Sie sind ähnlich zu interpretieren wie die Auszubildenden in NIH1: Sind die Auszubildenden schon in der Vorperiode gestiegen, dann ist die Wahrscheinlichkeit hoch, dass die Betriebe ihr Verhalten durch mehr Ausbildungsverträge fortsetzen wollen.⁷

Eine dritte Gruppe von Bestimmungsgrößen setzt sich aus bildungspolitischen Instrumentvariablen zusammen. Zwei davon traten schon in der NIH1-Gleichung auf. Das ist zum einen die Förderung der überbetrieblichen Berufsausbildung (UBS), die gerade im Handwerk von ausschlaggebender Bedeutung ist. Zum anderen sind dies die individuellen Förder- und Prämienprogramme der Bundesanstalt für Arbeit (INFP). Die UBS-Förderung tritt wie schon die SAMH-Variable in zwei Komponenten zerlegt auf. Da die Umsetzung der Förderprogramme durch Bau und Einrichtung von Ausbildungsstätten Zeit braucht, wird man erwarten können, dass das Gewicht von D(UBS) signifikant kleiner als von L01(UBS) ist. Der Koeffizientenschätzwert der Verbundvariablen [L01(UBS)+0.58*(D(UBS))] erreicht im Handwerk (0.37) nahezu die doppelte Größe des Koeffizienten in der NIH1-Funktion (0.19).

Neben diesen beiden Instrumentgrößen gibt es noch eine dritte mit Relevanz für das handwerkliche Ausbildungsverhalten, das sind die Ausgaben der öffentlichen Hand für das Schüler-BAföG (SBAF). Mehr Schüler-BAföG führt unter sonst gleich bleibenden Bedingungen dazu, dass die Ausbildungsplatznachfrage der Hauptschulabsolventen für die Dauer des Besuchs beruflicher Schulen für ein oder zwei Jahre aufgeschoben wird. In der NHW1-Funktion erfüllt L11(INFP) folglich eine vergleichbare Rolle wie die Variable D(BFS1) im IH-Bereich. Auch hier erfordert die Plausibilitätsbetrachtung ein Minus vor dem Koeffizienten. Die Unterschiede in der Lagform darf man nicht überbewerten, weil sich in der Regel die Variablenkonstellation mit dem niedrigsten Multikollinearitätsniveau im Selektionsprozess der Variantenauswahl durchsetzt.

⁶ Die Variable KAP1 ist ein durch das IFO-Institut erhobener Konjunkturindikator. Es gibt noch eine zweite Kapazitätsalternative (KAP2), das ist der Auslastungsgrad des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotenzials. Er wird vom Sachverständigenrat auf der Grundlage eines Kapazitätsbestimmungsmodells rechnerisch ermittelt und in den Jahresgutachten veröffentlicht. Die Variabilität dieser Größe ist jedoch so hoch mit dem Bruttoinlandsprodukt korreliert, dass KAP2 im Modell kaum eine Rolle spielt.

⁷ In der Bestimmungsfunktion für NIH1 war die sektorale Ausbildungsquote [L01(NIH1/ETIH)] von einiger Bedeutung. Es lag nahe, im Handwerk mit [L01(NHW1/ETHW)] entsprechend zu verfahren. Leider hat das Statistische Bundesamt ab 1994 einen massiven Datenstrukturbruch dadurch verursacht, dass es die Zahl der Erwerbstätigen im Handwerk (ETHW) durch geänderte Abgrenzungsregeln von 4 auf 6.3 Mio. erhöhte. Dadurch wurde diese Variable für die Zeitreihenbetrachtung ökonomisch praktisch wertlos.

2.2.4 Neuabschlüsse der Landwirtschaft und freien Berufe sowie des öffentlichen Dienstes

Obwohl das Lehrlingswesen der drei Ausbildungsbereiche prima facie wenig gemein zu haben scheint, erwies sich ihre Zusammenfassung in der Variablen NAA1R als eine vorteilhafte Maßnahme. Erstens zeigen sie (für die OLS-Schätzung nicht ganz unwichtig) sehr ähnliche Verlaufseigenschaften. In den ersten Jahren bis ungefähr 1970 sind die Zeitreihenabschnitte in etwa stationär. Dann folgt bis 1984/1985 ein steil ansteigender Ast. Die Ausbildungsbereitschaft hatte in dieser Zeit eine stürmische Entwicklung genommen. Den Rest der Zeitreihen kennzeichnen wiederum tendenziell stationäre Eigenschaften. Zweitens nehmen alle drei Sektoren in den Bestimmungsgründen ihres Verhaltens eine Art Mittelstellung zwischen Industrie/Handel auf der einen und Handwerk auf der anderen Seite ein. Ihre Konjunkturreagibilität ist, wie im Handwerk, antizyklisch und die Abhängigkeit von der Instrumentvariablen INFP mit dem IH-Bereich vergleichbar.

$$\begin{aligned}
 \text{NAA1R} = & 1940.8 + 0.15*[(\text{SA12} + 0.55*\text{L02}(\text{SA2})) + 0.009*[\text{L01}(\text{INFP})+8.33\text{D}(\text{INFP})] - \\
 & (15.5) \quad (50.6) \qquad \qquad \qquad (3.2) \\
 & 0.33*[\text{D}(\text{KAP1})+0.83*\text{L01}(\text{D}(\text{KAP1}))] - 750*\text{S70} - 1086*(\text{S66}-\text{S92}) - \\
 & (4.1) \qquad \qquad \qquad (-3.6) \qquad \qquad (-7.5) \\
 & - 30.4*(\text{DOS}-0.74*\text{DOS2}) + \hat{u} \\
 & (-17.8)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 = 0.9933; \quad \bar{R}^2 = 0.9919; \quad \text{DW} = 2.18 \\
 \text{JBT} = 0.27; \quad \text{BGT} = 2.00; \quad \text{RST} = 1.10
 \end{aligned}$$

Die erste Variablengruppe in der Bestimmungsgleichung umschließt die Quellen der Ausbildungsplatznachfrage in Gestalt der unverzögerten Realschulabsolventen sowie der doppelt verzögerten Schulabgänger mit Hoch- oder Fachhochschulreife. Beide Variablen wurden zusammengefasst: Im ersten Schritt wurden die Gewichte (1 und 0.55) ermittelt und im zweiten den Koeffizienten für die Verbundgröße. Die geschätzten Lagverhältnisse sind plausibel. Während Realschulabsolventen sofort mit der Lehre bzw. einer schulischen Ausbildung beginnen, verstreicht bei den Abiturienten, z. B. als Folge des Wehr-/Ersatzdienstes aber auch aus anderen Gründen, eine gewisse Zeit, bis die Phase der beruflichen Qualifizierung beginnt.⁸

Bei dem Regressor $\text{L01}(\text{INFP})+8.33*\text{D}(\text{INFP})$ handelt es sich erneut um eine Verbundvariable, die schon in der NIH1-Gleichung als ein die Lehrstellen erhöhender Faktor eine Rolle gespielt hatte. Man sieht, dass die laufende Veränderung von INFP einen vielfach stärkeren Einfluss als die Fördersummen der Vorperiode hat. Der Auslastungsgrad der industriellen Produktionskapazitäten erhielt als gesamtwirtschaftlicher Konjunkturindikator (KAP1) einen auf gegenläufige Reaktionsformen hinweisenden, negativen Koeffizienten. Wie schon im Handwerk, so dehnen auch Betriebe der Landwirtschaft und freien Berufe mit dem Ziel der Kostensenkung bei schlechter Auftragslage tendenziell ihre Ausbildungsleistungen

⁸ Drei bis vier Jahre nach Erwerb der Hochschulreife absolvieren rund ein Viertel der Abiturienten eine Lehre im dualen System, bzw. haben sie absolviert. Dagegen sind es ein halbes Jahr nach Schulabgang erst ungefähr 37 %. Vgl. dazu Bundesministerium für Bildung und Forschung, Berufsbildungsbericht 1998, S. 47 sowie Berufsbildungsbericht 2000, S. 47.

aus. Der Einfluss der Gesamtwirtschaft auf die sektorale Entwicklung ist jedoch schwächer als im Handwerk. Er manifestiert sich einer komplizierten Form und zwar in der ersten Differenz des Auslastungsgrades und in einem gewichteten gleitenden Mittelwert zweiter Ordnung: $D(KAP1)+0.83*L01[D(KAP1)]$.

Das Zusammenführen der alten und neuen Länder kann sich statistisch in den Bestimmungsgleichungen auf mehrere Art auswirken. Wenn sich das Verhalten der ostdeutschen Ausbildungsbetriebe nicht (wesentlich) von dem der westdeutschen unterscheidet und die Erklärungsvariablen in entscheidenden Punkten unverzögert auftreten, dann gibt es keinen Unterschied. Der Niveausprung kommt links und rechts des Gleichheitszeichens vor und man bemerkt die Zusammenführung nicht. Sind die Variablen nicht synchronisiert, weil Bestimmungsgrößen nur verzögert zur Geltung kommen, dann findet der Niveausprung in der Abhängigen auf der rechten Seite keine Entsprechung. Zum Ausgleich setzt man dann für das Jahr 1991, seltener für 1992, eine 0-1-Dummyvariable (S91 oder S92) ein und führt damit statistisch die Entsprechung herbei. Dies war z. B. in der NIH1-Gleichung der Fall.

Die dritte Möglichkeit ist zu bewältigen, wenn das Verhalten ostdeutscher Ausbildungsbetriebe anders als das der westdeutschen ist, wie anfänglich z. B. in den Bereichen Landwirtschaft und freie Berufe. Die kollektivierte Landwirtschaft der DDR brach 1991 in großen Teilen zusammen und freie Berufe gab es praktisch noch nicht. Sie konnten somit auch keine Lehrstellen anbieten. Das bis 1991 funktionierende Bestimmungsfaktorbündel büßte danach einen Teil seiner Erklärungskraft ein. Man bemerkt dies daran, dass die Beobachtungswerte der Abhängigen ab 1991 sinken und die angepassten Werte aus der geschätzten Gleichung steigen.

Um solche Konstellationen auffangen zu können, wurden für die neuen Länder „künstliche“ Erklärungsgrößen eingeführt. DOS, DOS1 und DOS2. Sie sind wie folgt spezifiziert: DOS: 1965-1990 = 0, ab 1991 : = 1. Damit wird unterstellt, die ostdeutschen Sonderverhältnisse bleiben auf Dauer bestehen. DOS1: 1965-1990 = 0, 1991-1995 = 1, 1996-2000 = 0.9, 0.8, 0.7, 0.6, ab 2000 unverändert = 0.5. Die Unterschiede zwischen West und Ost werden darin teilweise eingeebnet. Ab 2000 bleibt DOS1 jedoch bei 0.5 stehen. DOS2 dagegen unterstellt eine schnellere und vollständige Anpassung an westdeutsche Verhaltensweisen. Bis 1995 wie DOS und DOS1, 1996-1999 = 0.8, 0.6, 0.4, 0.2; ab 2000 : = 0. Der Vorteil dieser Konstruktion, man kann die DOS-Variablen addieren oder Differenzen bilden, z. B. wie in NAA1R: $DOS-0.88*DOS2$. Denn vorweg hat man keine Informationen darüber, welche der Alternativen der ostdeutschen Realität am nächsten kommt.

Die letzte Möglichkeit liegt vor, wenn Niveausprung und Ost-West-Unterschiede zusammen auftreten. Dann braucht man sowohl einen Sprungdummy – in NAA1R ist dies S92 – als auch DOS-Variablen. Um die Genauigkeit der OLS-Schätzung zu verbessern wurden außerdem für 1966 und 1970 0-1-Variablen zur Neutralisierung von Ausreißern in der Abhängigen eingesetzt. Denn wie erinnerlich, wurden die Neuabschlüsse durch Rückwärts-Extrapolation auf volle Länge gebracht, was in einigen Fällen erst in der Regression sichtbar und dann dummytechnisch zu kompensieren ist.

2.2.5 Prognosesimulation der Neuabschlüsse insgesamt, Ex-post und Ex-ante

a) Ex-post

Die neu abgeschlossenen Ausbildungsverträge zum 30. 09. sind, dreifach disaggregiert, (Industrie/Handel, Handwerk, Rest) durch Verhaltensgleichungen bestimmt. Auch die Neuab-

schlüsse des Jahresendes liegen erklärt vor; im IH- und HW-Bereich durch Verhaltensgleichungen für die Stichtagsdifferenzen und Definitionsgleichungen für die Jahresendwerte; beim so genannten Restsektor durch eine gesonderte NAA2R-Verhaltensgleichung. Die Frage ist nun, wie sich diese Strukturierung in den Ex-post-Prognoseleistungen der beiden Insgesamt-Größen NAA1 und NAA2 niederschlägt. Der Vergleich lässt sich am einfachsten mit drei Kennziffern durchführen, die alle mehr oder weniger dieselbe „Geschichte“ von einer etwas anderen Warte aus beschreiben⁹:

1. Mittlerer, den gesamten Stützbereich umfassender prozentualer Prognosefehler (MPF). Die Absolutbeträge der Quotienten $[Y(\text{tats.})-Y(\text{prog.})]/Y(\text{tats.})$ werden darin aufsummiert und durch $T = 34$ geteilt.
2. Theilscher Ungleichheitskoeffizient (TUK): Im Zähler steht die Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung zwischen $Y(\text{tats.})$ und $Y(\text{prog.})$, d. h. des Prognosefehlers, und im Nenner die Summe der arithmetischen Mittel von $Y^2(\text{tats.})$ und $Y^2(\text{prog.})$. TUK schwankt zwischen 0 und 1. Je näher TUK bei 0 liegt, um so genauer ist die Prognose. Gute Prognosen zeichnen sich durch TUK-Werte < 0.01 aus.
3. Korrelationskoeffizient (KK) ist gleich dem Quotienten aus der Kovarianz von $Y(\text{tats.})$ und $Y(\text{prog.})$ dividiert durch das Produkt der zugehörigen Standardabweichungen

Tabelle III.4 Dynamische Ex-post-Prognose

	MPF	TUK	KK
NIH1:	1.45 %	0.0090	0.9944
NIH2:	1.51 %	0.0093	0.9933
NHW1:	1.59 %	0.0092	0.9947
NHW2:	1.46 %	0.0088	0.9952
NAA1R:	2.81 %	0.0156	0.9920
NAA2R:	2.84 %	0.0156	0.9916
NAA1:	1.15 %	0.0068	0.9969
NAA2:	1.11 %	0.0066	0.9969

Aus dem Vergleich kann man erstens entnehmen, dass die Ex-post-Prognosequalität für die IH- und HW-Bereiche bemerkenswert gut, die des Restsektors jedoch schwächer ausgefallen ist. Obwohl die OLS-Güte von NAA1R und NAA2R für sich betrachtet überzeugt, treten die Grenzen der Restbildung bei der Simulation des Gleichungssystems zu Tage. In der zweiten Runde der Modellentwicklung (PROSY1) wird die Zusammenfassung der kleinen Ausbildungsbereiche daher wieder aufgegeben. Zumindest der öffentliche Dienst sollte isoliert analysiert werden.¹⁰

⁹ Vgl. dazu auch Teil II, Abschnitt 4.2

¹⁰ Die Schwierigkeit bei der Spezifikation einer gesonderten Verhaltensgleichung für den öffentlichen Dienst, liegt in einer statistischen Besonderheit. Nicht für alle Lehrlinge des Wirtschaftsbereiches öffentlicher Dienst ist der öffentliche Dienst auch zuständige Stelle im Sinne des Berufsbildungsgesetzes. So werden neue Ausbildungsverträge in gewerblichen Berufen, wie z. B. der Reparatur- und Wartungsdienste von Kommunen, häufig in Handwerksrollen eingetragen und folglich dem Handwerk zugeordnet. Die Absolventen dieser Berufe legen dann auch vor der Handwerkskammer ihre Abschlussprüfung ab. Sucht man nach Erklärungsvariablen für eine Verhaltensgleichung, dann behandelt man den öffentlichen Dienst als Wirtschaftssektor. Die abhängige Variable hat jedoch die Dimension Ausbildungsbereich. Das führt zwangsläufig zu Unschärfen.

Zweitens, gewinnen die Ingesamt-Größen NAA1 und NAA2 durch die sektorale Aufspaltung des Ausbildungsstellenmarktes nicht unbeträchtlich. Ihre mittleren Prognosefehler sind mit gut 1 % deutlich kleiner als die MPF's der Ausgangsreihen. Entsprechendes gilt für die Korrelations- sowie die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten. Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass sich Prognosefehler in Einzelreihen mehrheitlich bei der Zusammenfassung kompensieren, ist in der Regel größer als die Gegenwahrscheinlichkeit. Dies ist ein bekannter Effekt, den man Disaggregationsgewinn nennt.

b) Ex-ante

Neben dem Ex-post-Prognosetest durch Totalsimulation wird das Modell durch Vorausschätzungen für 1999 und 2000 einem weiteren Härtetest unterzogen. Dies hat den Vorteil, dass man Ex-ante-Prognosen für einen bereits bekannten Zeitraum erzeugen kann. Aus ihnen geht hervor, inwieweit das Gleichungssystem, dessen Stützbereich in der Nullversion 1998 endet, in der Lage ist, nur durch Vorgabe der exogenen Größen dicht an der Realität liegende Prognosen der gemeinsam abhängigen Variablen zu generieren. In der folgenden Gegenüberstellung gibt die jeweils erste Zahl die tatsächlichen (tats.), die zweite die vom Modell prognostizierten Zeitreihenwerte (prog.) und die dritte den absoluten Fehler in Tsd. (Diff.) wieder:

Tabelle III.5 Ex - Ante - Prognosen

	1998	1999			2000		
	(tats.)	tats.	prog.	Diff.	tats.	prog.	Diff.
NIH1	312	334	327	7	332	343	-11
NIH2	306	332	318	14	331	335	-4
NHW1	212	211	215	-4	200	213	-13
NHW2	217	217	220	-3	205	214	-9
NAA1R	88	83	86	-3	88	86	2
NAA2R	89	87	87	0	87	87	0
NAA1	613	631	628	3	621	643	-22
NAA2	612	637	625	12	623	636	-13

Die Ex-ante-Prognosen ergeben ein Bild mit Licht und Schatten. 1999 werden die NIH1 um 7 Tsd. (2.1 %) und die NIH2 um 14 Tsd. (4.2 %) unterschätzt. Dagegen sind die Prognosen der Neuabschlüsse für das Handwerk und für den Restsektor recht genau.¹¹ Die Fehlprognosen in den Ausbildungsbereichen kompensieren sich in den Gesamtzahlen zum Teil. In der Summe betragen sie 3 Tsd. bzw. 0.48 % für NAA1 und 12 Tsd. bzw. 1.9 % für NAA2.

Beim Übergang auf das Jahr 2000 werden Prognosefehler z. T. aufgebläht. Dies kann zu falschen Entwicklungsverläufen und damit zu Richtungsfehlern führen, die im echten Ex-ante-Fall, d. h. bei der Vorausschau auf zwei unbekannte Jahre, sehr unangenehm sind. Denn

¹¹ Die Ex-post-Prognosetestsimulation für NAA1R hatte einen verhältnismäßig großen mittleren prozentualen Fehler von 3.2 %. Ungenaue Ex-post-Prognosen haben nicht notwendigerweise ungenaue Ex-ante-Prognosen zur Folge.

kritisch zu bewerten sind Konstellationen, in welchen die tatsächliche Entwicklung rückläufig ist, die Prognosen jedoch steigen oder umgekehrt. Ersteres ist im IH-Bereich der Fall. So sinkt NIH1(tats.) 1999/2000 von 334 Tsd. auf 332 Tsd. leicht, NIH1(prog.) dagegen steigt von 327 Tsd. auf 343 Tsd. an, oder NIH2(tats.) stagniert (332 versus 331 Tsd.) während NIH2(prog.) um 17 Tsd. größer wird. Im Handwerk wurde die rückläufige Entwicklung zwar getroffen. Die prognostizierten Rückgänge sind jedoch zu schwach ausgefallen. Das gleiche gilt auch für die Neuabschlüsse insgesamt. Auch hier ist die prognostizierte Richtung korrekt. Allerdings steht dem Rückgang der NAA1 um 10 Tsd. ein Anstieg der Prognosen um 15 Tsd. gegenüber. Vergleichbares gilt für NAA2: Rückgang der tatsächlichen Vertragszahlen um 14 Tsd., Anstieg der prognostizierten um 11 Tsd.

Damit zeigt sich, dass die Prognoseleistungen des derzeitigen Gleichungssystems (PROS0) für ein Jahr und für die Neuabschlüsse zum 30.09. zuverlässig sind. Bei den 31.12.-Daten sind zwar leichte Abstriche zu machen, doch für den 31.12. interessiert man sich bei der konkreten Vorausschau kaum.¹² Hätte man 1998 von den tatsächlichen Ergebnissen dieses Jahres aus betrachtet den 30.09. von 1999 prognostizieren müssen, wären Richtung **und** Größenordnung des Anstiegs der Neuabschlüsse weitgehend korrekt vorausgesagt worden. Die Zwei-Jahres-Prognose jedoch ist noch nicht befriedigend. Das Endziel des Projektes wird mit PROSY2 erreicht sein. Dann sollte das Gleichungssystem zuverlässige Zweijahresprognosen generieren und für das dritte Jahr zumindest Tendenzaussagen machen können.

2.2.6 Gesamtangebot, Gesamtnachfrage, unbesetzte Plätze, unvermittelte Bewerber

a) Gesamtangebot (GAAX) und unbesetzte Plätze (UBAX)

Die Komponenten des Ausbildungsplatzangebotes werden im Modell wie folgt dargestellt: Das Gesamtangebot ist die Summe aus den Neuabschlüssen zum 30.09. (NAA1) und den zum gleichen Stichtag verbleibenden unbesetzten Plätzen (UBAX). Für die Strukturierung dieser Variablen im Modell gibt es im Hinblick auf die Wahl zwischen Verhaltens- und Definitionsgleichungen zwei Alternativen.

Die erste besteht darin, sowohl die erste Differenz des Angebotes als auch die UBAX via Verhaltensgleichungen zu bestimmen. Die Niveauvariable GAAX wäre dann das Resultat der Definitionsgleichung: $GAAX=L01(GAAX)+D(GAAX)$. Die Neuabschlüsse würden sich unter diesen Bedingungen aus $GAAX - UBAX$ ergeben. Da die NAA1 im Gleichungssystem aber schon fertig vorliegen ($NAA1 = NIH1+NHW1+NAA1R$), müsste eine Verhaltensgleichung für die rechtsseitigen Variablen, z. B. NAA1R, gestrichen und diese statt dessen definitorisch behandelt werden. Mit diesem für sich betrachtet attraktiven Ansatz ist im Modell in extenso experimentiert worden. Die Bestimmungsgleichung für $D(GAAX)$ war theoretisch und statistisch vielversprechend. Der Nachteil: Aus Gründen, die derzeit noch nicht verstanden sind, hat sich die Prognosequalität der meisten gemeinsam abhängigen Variablen des Modells z. T. durch diese eine Gleichung wesentlich verschlechtert, weshalb der Ansatz fallen gelassen wurde.

¹² Aus diesem Grunde stellt sich die Frage, ob es in der nächsten Version des Gleichungssystems (PROSY1) noch sinnvoll ist, den Stichtag 31.12. mitzuschleppen. Denn Probleme der Entscheidungsfindung und Prognose sind eigentlich nur für das Ende des Ausbildungsjahres, den 30.09. also, von Interesse. Das Kalenderjahr kommt erst ins Spiel, wenn man den 30.09. bereits kennt und eine Vorstellung davon haben will, was man tun muss, um drei Monate später einen bestimmten Zielwert zu erreichen. Doch auch dies ist eigentlich ein bildungspolitisches Problem minderen Ranges.

Die zweite Möglichkeit ist die in PROSY0 (vorläufig) gewählte. Hier wird nur UBAX zum Gegenstand einer Verhaltensgleichung gemacht und alles übrige im Hinblick auf NAA1 - wie oben beschrieben wurde - unverändert gelassen. Dies hat jedoch den „Schönheitsfehler“, dass es keine gesonderte Verhaltensgleichung für das gesamte Ausbildungsplatzangebot gibt. Auf der Nachfrageseite (s. u.) gibt es nämlich eine solche Funktion.

Die unbesetzten Ausbildungsplätze fallen mit ihren statistischen Eigenschaften aus dem sonst gewohnten Datenrahmen heraus. In der Zeit von 1965 – 1975, d. h. dem „rekonstruierten“ Teil der Variablen, fällt sie stark ab. Ein Verstärker dieser Entwicklung dürfte das Berufsbildungsgesetz (BBiG) von 1969 gewesen sein. Die darin enthaltenen Bestimmungen haben die zuvor vorhandene relative Dispositionsfreiheit der Betriebe fest, für die Auszubildenden transparenten Regeln unterworfen. Als Reaktion darauf haben die Unternehmen ihr Ausbildungsplatzangebot stark eingeschränkt. Unterbrochen lediglich von einer Aufschwungphase vor und nach der Wiedervereinigung, bewegen sich die UBAX seitdem verhältnismäßig konstant in einem Korridor um 25 Tsd. Plätze. Diese Verlaufseigenschaften weisen die unbesetzten Plätze als eine Größe aus, die von einem deterministischen Trend beherrscht wird. Die Schwankungen um diesen Trend dürften größtenteils konjunktur- bzw. arbeitsmarktbedingt sein.

Bei der Bestimmung der Verhaltensgleichung galt es daher, für den Stützbereich eine zutreffende Beschreibung des die Gleichung beherrschenden Trends zu finden. Ausführliche Tests hatten ergeben, dass eine Kombination aus drei Zeitvariablen: $1/T^2$, T^2 und T^3 , ergänzt um das autoregressive Element, diese Bedingung hinreichend genau erfüllt. Jede Zeitvariable hat für sich betrachtet einen starren Verlauf. So ist beispielsweise $1/T^2$ eine Hyperbel und T^2 eine Parabel. In der Summe jedoch, mit einem negativen Koeffizienten für T^3 und positiven für T^2 und $1/T^2$, bilden sie den UBAX-Verlauf erstaunlich gut nach.

Als Konjunktur- und Arbeitsmarktindikator kamen die Lohnstückkosten in der Verbundform $[(L02(LSTK)+1.23*L01(D(LSTK)))]$ infrage. Ihre Wirkungsrichtung ist, wie zu erwarten war, negativ. Das Ausbildungsplatzangebot hängt, wie schon in den Funktionen für die Neuabschlüsse erkennbar geworden ist, auch von der Instrumentvariable INFP (individuelle Förderprogramme der BA) ab. Werden diese Programme aufgelegt, dann kommen nur Unternehmen in den Genuss dieser Mittel, die zusätzliche Lehrlinge einstellen. Wenn dies aber so ist, wird ein größerer Teil des sich aus den Beschäftigungsplanung ergebenden Angebotes in zusätzlichen Ausbildungsverträgen realisiert und die UBAX werden im Gegenzug kleiner. Die Bestimmungsgröße $INFP/L01(NAA1)$ erhält folglich in der UBAX-Gleichung, anders als in denen für NIH1, NHW1 und NAA1R, einen negativen Koeffizienten.

Im Zentralteil des Gleichungssystems stößt man immer wieder auf die verhaltensprägenden Auswirkungen neuer, das Berufsbildungswesen regelnder Gesetze. Da sie ausschließlich qualitativ definiert sind, gibt es keine andere Möglichkeit als sie in Ereignisform künstlich quantifizierbar zu machen. Dies leistet die Variable (BGES; = Bildungsgesetze). Sie hat 1969 (Berufsbildungsgesetz) und 1981 (Berufsbildungsförderungsgesetz) jeweils den Wert 1, in allen anderen Jahren ist sie gleich 0.¹³ Da sich neue Gesetze oft in abwartenden Reaktionen der davon betroffenen niederschlagen, muss sich BGES in der Gleichung negativ bemerkbar machen. Daneben gibt es noch zwei Variablen auf der Grundlage von 0-1-Sprungdummies. Die erste neutralisiert Datenfehler („Ausreißer“) in den Jahren 1974 und 1975 und die zweite atypische Werte der Abhängigen 1969 und 1991.

¹³ Im Variablenvorrat des Gleichungssystems spielen noch andere Ereignisvariablen, hinten denen Gesetzeseffekte stehen, eine Rolle. Das betrifft die Einführung der Metall- und Elektroberufe (MEB) in der zweiten Hälfte der Achtzigerjahre, sowie die neuen IT-Berufe (NEU1) nach 1995.

$$\begin{aligned}
\text{UBAX} = & 9628 + 0.76 \cdot \text{L01}(\text{UBAX}) + 3.21 \cdot (10^9 \cdot 1/T^2) + 6.00 \cdot (T^2/1000) - 1.03 \cdot (T^3/10^6) - \\
& (5.7) \quad (32.1) \quad (11.0) \quad (12.4) \quad (-12.3) \\
& 3.18 \cdot [\text{L02}(\text{LSTK}) + 1.23 \cdot (\text{D}(\text{LSTK}))] - 2347 \cdot \text{INFP}/\text{L01}(\text{NAA1}) - 1146 \cdot \text{L01}(\text{BGES}) \\
& (8.4) \quad \quad \quad (-5.3) \quad \quad \quad (-3.2) \\
& - 33347 \cdot (\text{S74} + 1.21 \cdot \text{S75}) - 1994 \cdot (\text{S69} - 0.77 \cdot \text{S91}) + \hat{u} \\
& (-9.6) \quad \quad \quad (-4.9)
\end{aligned}$$

Ergebnisse der OLS Schätzung:

$R^2 = 0.9975$; $\bar{R}^2 = 0.9953$ DW nicht anwendbar

Breusch-Godfrey-Test (BGT): Wert der Testfunktion $T \cdot R^2 = 3.9 < 7.8$ (0.95-Fraktile der $\text{Chi}^2(3)$ -Verteilung \rightarrow Keine Autokorrelation)

Jarque-Bera-Test (JBT): Wert der Testfunktion $9.62 > 6.0$ (0.95-Fraktile der $\text{Chi}^2(2)$ -Verteilung \rightarrow Nullhypothese wird abgelehnt; geschätzte Residuen daher nicht normalverteilt)

Reset-Test (RST): Wert der Testfunktion $2.1 < 2.7$ (0.95-Fraktile der $F(4,30)$ -Verteilung \rightarrow keine Fehlspezifikation)

Obwohl diese Gleichung trotz der starren Trendbahnen in der Ex-ante-Prognose (s. u.) nicht aus dem Rahmen fällt, hinterlässt sie einen zwiespältigen Eindruck. Ist sie eine Verhaltensgleichung oder nur eine Trendbeschreibung? Sie enthält nämlich auf der rechten Seite mit Ausnahme von $\text{L01}(\text{NAA1})$ nur exogene Regressoren. Wenn jedoch (fast) alle Bestimmungsfaktoren exogen sind, dann sind es natürlich auch die UBAX. Man könnte diese Verhaltensgleichung daher auch streichen und sie nur im Ex-ante-Fall, gewissermaßen nachrichtlich, zur Festlegung von Vorgabewerten für die UBAX der Prognosejahre heranziehen. Allerdings würde man dann auch auf die vollständige Angebotsbestimmung verzichten. Aus diesem Grunde wurde diese Funktion im System belassen.

b) Gesamtnachfrage (GNA) und unvermittelte Bewerber (UVB)

Die gesamte Lehrstellennachfrage zum Stichtag 30.09. ($\text{GNA} = \text{NAA1} + \text{UVB}$) wird durch eine Verhaltensgleichung dargestellt. Der verbleibende Rest, die unvermittelten Bewerber (UVB) lässt sich unter Einsatz der im Modell bereits vorhandenen Bestimmungsprozeduren für NAA1 dann als Differenz ermitteln.

$$\begin{aligned}
\text{GNA} = & 9182.1 + 0.55 \cdot \text{L01}(\text{GNA}) + 0.30 \cdot [\text{SA12} + 0.34 \cdot (\text{SAMH} + \text{SAOH})] + 0.86 \cdot \text{L01}(\text{SBGJ}) \\
& (5.5) \quad (17.4) \quad (13.3) \quad \quad \quad (6.3) \\
& + 0.48 \cdot \text{D}(\text{GAAX}) - 0.06 \cdot [\text{B}(\text{SBAF}, 0.43)] + 26.1 \cdot \text{DOS2} - 1290.8 \cdot (\text{S73} + \text{S95}) + \hat{u} \\
& (17.0) \quad (5.9) \quad (7.8) \quad (3.0)
\end{aligned}$$

Mit $[\text{B}(\text{SBAF}), 0.43] = [\text{L01}(\text{SBAF}) + 1.75 \cdot \text{D}(\text{SBAF})]$ und $1.75 = 1/(1-0.43)$

Ergebnisse der OLS-Schätzung¹⁴

¹⁴ Die OLS-Prüf-Funktionen werden zukünftig nur noch mit den Kurzsymbolen BGT = Breusch-Godfrey-Test, JBT = Jarque-Bera-Test und RST = Reset-Test gekennzeichnet. Außerdem wird auf die Angabe der kritischen $\text{Chi}^2(3)$ -Werte beim BGT bzw. die kritischen $\text{Chi}^2(2)$ -Werte beim JBT verzichtet. Auch der Hinweis auf die F-Verteilung beim RST wird der Kürze halber unterbleiben.

$R^2 = 0.9978$; $\bar{R}^2 = 0.9972$; DW nicht anwendbar

BGT: Wert der Testfunktion = 2.3 → keine Autokorrelation

JBT: Wert der Testfunktion = 0.7 → geschätzte Residuen normalverteilt

RST: Wert der Testfunktion = 0.8 → kein Spezifikationsfehler

Das Regressorbündel für die Ausbildungsplatznachfrage hängt von verhaltenstheoretisch nahe liegenden Einflussformen ab. Das autoregressive Element L01(GNA) approximiert die Kontinuität im Qualifizierungsverhalten der jungen Generation. Danach nimmt die Lehrstellennachfrage wegen der im Zeitablauf wachsenden Bildungsbereitschaft auch dann noch zu, wenn alles andere unverändert bleibt. Die Schulabgänger aus der Hauptschule mit und ohne Abschluss (SAMH+SAOH), die mit mittleren Abschlüssen (SA12) und die Abgänger aus dem schulischen Berufsgrundbildungsjahr L01(SBGJ) repräsentieren die demographische Komponente in GNA. Weil sich die laufende Nachfrage auch dem laufenden Angebot anpasst, verändert sich GNA im Rhythmus von D(GAAX). Ostdeutsche Besonderheiten der Lehrstellennachfrage werden von DOS2 aufgefangen. DOS2 zeigt, dass Sondereinflüsse der neuen Länder mit der Annäherung an die Jahrhundertgrenze gegen Null tendieren.

2.2.7 Prognosesimulation von GAAX, UBAX, GNA, UVB, ANR Ex-post und Ex-ante

Die Güte der Ex-post-Prognosen für die fünf zentralen „Eckwerte“ des Lehrstellenmarktes zum Stichtag 30.09. einschließlich der Indikatorgröße (ANR) für die Ausbildungsstellensituation werden wiederum mit drei Kennziffern zum Ausdruck gebracht. Das ist zum einen der mittlere prozentuale Fehler (MPF). In dieser Kennziffer werden die Fehlprognosen auf die Ausgangsreihe prozentuiert und aus den Prozentbeträgen (ohne Vorzeichen) das arithmetische Mittel gebildet. Das ist zum anderen der Theilsche Ungleichheitskoeffizient, der im Idealfall gleich Null sein sollte, sowie der Korrelationskoeffizient (KK) aus den tatsächlichen Zeitreihen und den dynamischen Ex-post-Prognosen gemäß Totalsimulation.

	MPF	TUK	KK
GAAX	1.26	0.0075	0.9893
UBAX	8.22	0.0184	0.9985
GNA	1.20	0.0066	0.9976
UVB	20.47	0.1004	0.8980
ANR	0.94	0.0065	0.9977

Der mittlere Prognosefehler des Ausbildungsplatzangebotes über den gesamten Stützbereich beträgt 1,3 % bei einem Korrelationskoeffizienten von knapp 0,99. Der mittlere Fehler der Nachfragevariablen ist mit 1,2 % und einem etwas höheren Korrelationskoeffizienten geringfügig kleiner. Die Angebots-Nachfrage-Relation wird vom Gleichungssystem besonders genau, und zwar mit einem unter 1 % liegenden mittleren Fehler wiedergegeben. Die absoluten Abweichungen betragen hier im Mittel 1.5 Punkte. D. h. der simulierte Zahlwert der ANR weicht vom tatsächlichen lediglich um 1.5 Prozentpunkte nach oben und unten ab.

Weniger eindrucksvoll dagegen sind die Qualitätsmerkmale für die unbesetzten Plätze und unvermittelten Bewerber. Bei den ersteren signalisiert der Korrelationskoeffizient eine hohe

Übereinstimmung zwischen UBAX(tats.) und UBAX(prog). Der mittlere prozentuale Fehler beträgt jedoch 8.2 %. Verständlich wird dies, wenn man berücksichtigt, dass es sich um eine „kleine“ Modellvariable handelt. Selbst geringfügige Abweichungen vom tatsächlichen Verlauf ergeben leicht hohe Prozentwerte. Betragen die tatsächlichen UBAX-Zahlen beispielsweise 26 Tsd Plätze und lautet die Prognose auf 29 Tsd., dann ist dies für sich betrachtet ein durchaus befriedigendes Prognoseergebnis, vorausgesetzt, dass auch die Richtungsinformation richtig getroffen worden ist. Der prozentuale Fehler beträgt jedoch 11,5 %.

Anders liegen die Dinge bei den unvermittelten Bewerbern. Hier ist die Fehlerbandbreite, wie schon die für Zeitreihenverhältnisse niedrige Korrelation von 0.90 anzeigt, mit einem Mittelwert von über 20 % sehr groß. Dafür gibt es zwei Ursachen. Die erste, auch die UVB sind eine kleine Modellgröße. Die zweite, sie wird im Erklärungsgang des Gleichungssystems als Restgröße von vier, mit Verhaltensgleichungen bestimmten Variablen dargestellt.

$$UVB = GNA - (NIH1 + NHW1 + NAA1R)$$

Alle darin unerklärt gebliebenen Streuungsanteile werden in UVB (wie in einem „Müll-eimer“) gesammelt. Aus diesem Grunde ist es schon ein gutes Zeichen, wenn die Fehlprognosen in UVB nicht noch größer sind. Weil sie auf dem Umweg über andere Gleichungen in das Modell rückgeführt werden, hätten sie auch ein Taktgeber sein können, der das Gleichungssystem zum Schwingen bringt.

Die Ex-ante-Prognosen 1999 und 2000 der Hauptvariablen des dualen Systems führen zu ähnlichen Schlussfolgerungen wie die der Neuabschlüsse: Die für 1999 generierten Vorausschätzungen sind recht

Tabelle III.6 Ex - ante - Prognosen

	1998		1999		2000		
	tats.	tats.	prog.	Diff.	tats.	prog.	Diff.
GAAX	636	654	648	6	647	657	-10
UBAX	23	23	20	3	26	14	12
GNA	648	660	650	10	645	651	-6
UVB	36	29	22	7	24	8	16
ANR	98.1	99.1	99.7	-0.6	100.3	101.9	-1.6

genau. Dies gilt sowohl für die Richtungsinformation als auch für die Niveaus. Das tatsächliche Angebot steigt, die Prognose auch, und der Fehler beträgt 1 %. Für GNA gilt das gleiche, nur der Fehler ist etwas größer (1.5 %). Die unbesetzten Plätze wurden gut getroffen und die unvermittelten Bewerber unterschätzt. Allerdings wurde Richtung korrekt vorausgesagt. Die Prognoseleistungen des Modells bei der Generierung der Angebots-Nachfrage-Relation sprechen für sich selbst.

Die Ex-ante-Prognosen für 2000 sind, was die Niveaus der Variablen anlangt, noch im akzeptablen Bereich, wenngleich die absoluten Fehlergrößen für praktische Zwecke schon etwas hoch sind. Nicht akzeptabel hingegen ist die vorausgesagte Richtungsinformation. Das tatsächliche Angebot sinkt und die Prognosen steigen; die UBAX steigen, die Prognose sinkt; die Lehrstellennachfrage ist rückläufig, die Vorausschätzung stagniert. Außerdem wurden die Rückgänge der UVB deutlich überschätzt. Daher ist die Angebots-Nachfrage-Relation etwas zu optimistisch ausgefallen.

2.2.8 Kaufmännische und gewerbliche Auszubildende aus Industrie und Handel

a) Kaufmännische Auszubildende (AIHK)

Neben den Strukturen des Ausbildungsstellenmarktes zum 30.09. und 31.12., umfasst der Zentralteil des Gleichungssystems noch die Verhaltensgleichungen für die ersten Differenzen der Bestandsgrößen Auszubildende nach Bereichen. Zur Demonstration der Schätz- und Prognoseergebnisse werden im Folgenden - gewissermaßen als pars pro toto - die Bestimmungsfunktionen für die gewerblichen, die kaufmännischen und die gesamten Auszubildenden im IH-Bereich vorgeführt. Der Komplex besteht neben den beiden Verhaltensgleichungen mit Abhängigen in der ersten Differenz noch aus drei Definitionsgleichungen für die Bestandsgrößen AIHG, AIHK und AIH.

$$\begin{aligned}
 D(\text{AIHK}) = & -4111.1 - 0.25 \cdot L02(\text{AIHK}) + 0.15 \cdot L01(\text{GAAX}) + 0.18 \cdot L01(\text{SAMH}) + 0.02 \cdot D(\text{ETIH}) \\
 & \quad \quad \quad (-2.10) \quad (-6.6) \quad \quad \quad (6.3) \quad \quad \quad (6.6) \quad \quad \quad (14.0) \\
 & + 0.32 \cdot D(\text{SAMH}) - 2.29 \cdot D(\text{LSTK}) + 0.02 \cdot \text{INFP} + 1553.4 \cdot \text{NEU1} - 2413.9 \cdot \text{BGES} \\
 & \quad \quad \quad (6.4) \quad \quad \quad (-4.4) \quad \quad \quad (3.2) \quad \quad \quad (3.4) \quad \quad \quad (-5.2) \\
 & - 1924.1 \cdot (s73 + 0.8 \cdot s74 - 1.4 \cdot s94) + \hat{u} \\
 & \quad \quad \quad (-5.5)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 R^2 = 0.9614; \quad \bar{R}^2 = 0.9446; \quad \text{DW} = 2.04 \\
 \text{BGT} = 1.09; \quad \text{JBT} = 0.32; \quad \text{RST} = 0.54
 \end{aligned}$$

$$\text{AIHK} := L01(\text{AIHK}) + D(\text{AIHK});$$

Um die Variable der kaufmännischen Auszubildenden stationär zu machen, wurde nicht die Niveauvariable AIHK, sondern ihre erste Differenz erklärt. Die Verhaltensgleichung für $D(\text{AIHK})$ ist vom Prinzip her eine Kandidatin für die Anwendung des Fehlerkorrekturmodells. Wie oben in Teil II, Abschnitt 2, „Cointegration und Fehlerkorrekturmodelle“ dargestellt, werden bei diesem Gleichungsansatz zwei Funktionsformen zusammengeführt. Die erste ist eine langfristige, lineare Gleichgewichtsbeziehung zwischen differenzenstationären Größen, einer abhängigen Y_t und verschiedenen erklärenden Variablen, z. B. $X_1(t)$, $X_2(t)$. In jeder Periode erfährt die Beziehung $y_t^* = b_0 + b_1 X_1^* + b_2 X_2^*$ Anstöße („Schocks“) von außen, die sie aus der Gleichgewichtslage, einmal nach oben, dann nach unten, abdrängen. Weil diese Abweichungen $e_t = Y_t - [b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2]$ prinzipiell kurzfristig sind, ist e_t automatisch stationär. Sind die temporären Anstöße verursachenden Faktoren, z. B. $L01[D(Y)]$, $L02[D(Y)]$ sowie $D(X_1)$, $D(X_2)$ oder noch andere D -Variablen bekannt, kann man die beiden Prozesse wie folgt in einem OLS-Ansatz unterbringen.

$$\begin{aligned}
 D(Y) = & c - g[L01(Y) - b_1 \cdot L01(X_1) - b_2 \cdot L01(X_2)] + \\
 & + \{a_1 \cdot L01[D(Y)] + a_2 \cdot L02[D(Y)] + c_1 \cdot D(X_1) + c_2 \cdot D(X_2)\} + u
 \end{aligned}$$

Der in der eckigen Klammer stehende Teil ist die um eine Periode zurückversetzte Gleichgewichtsbeziehung. Da Y auf die rechte Seite gebracht worden ist, muss g unter allen Umständen zwischen 0 und -1 liegen und statistisch hoch gesichert sein. Die Variablen in den geschweiften Klammern sind für die temporären Schocks verantwortlich.

Bezogen auf die AIHK-Variable könnte diese Gleichgewichtsbeziehung lauten $AIHK^* = b_0 + b_1 \cdot GAAX^* + b_2 \cdot SAMH^*$. Die Lehrlinge im IH-Bereich wären danach langfristig abhängig vom Ausbildungsplatzangebot (GAAX) und von Schulabgängern mit Hauptschulabschluss (SAMH) als Indikator und Hauptquelle der Lehrstellennachfrage. Für die temporären Störungen des Gleichgewichts kommen eine ganze Reihe Faktoren infrage: D(SAMH), die laufende Veränderung der IH-Erwerbstätigen D(ETIH), die der Lohnstückkosten D(LSTK), aber auch die individuellen Förderprogramme INFP, die schon in mehreren Gleichungen von Bedeutung gewesen sind. Nicht außer Acht gelassen werden dürfen neue Gesetze, welche die betriebliche Ausbildungsbereitschaft positiv oder negativ beeinflussen, denn auch sie haben Schock-Charakter. Da es sich hierbei um qualitative Faktoren handelt, müssen sie in Ereignisform dargestellt werden. Die in der Gleichung für UBAX bereits behandelte Variable Bildungsgesetze (BGES) repräsentiert die Einführung des Berufsbildungs- und des Berufsbildungsförderungsgesetzes. Ihre Wirkung im Jahr der Einführung ist, weil in etablierte Verhaltensgewohnheiten eingreifend, auch hier negativ. Positive Effekte dagegen hatten die neuen IT- und Medienberufe NEU1 (1996 – 1999 = 1). Sie führten zu Lehrstellen in Berufsfeldern, die zuvor noch nicht vorhanden waren.

Hier gibt es ab 1999 ein Spezifikationsproblem. Die Ereignisform für NEU1 ist angesichts des explosionsartigen Anstiegs der Auszubildenden in diesen völlig neuen Feldern keine adäquate Approximation der realen Verhältnisse mehr. 1996 wurden zunächst einige wenige Medienberufe neu eingerichtet, 1997 und 1998 kamen immer mehr IT-Berufe sowie gänzlich neue Berufe in gewerblichen und verfahrenstechnischen Feldern hinzu. 1999 ging diese Innovationsdynamik zurück. Bezieht man die Auszubildenden 1997-1999 in den neuen Berufen auf die „neuen“ Auszubildenden 1996, dann müsste die bisherige Reihe NEU1(alt) 1, 1, 1, 1 durch die Reihe NEU1(neu): 1, 4, 13, 26 ersetzt werden.

Die Gleichung für D(AIHK) hat gemäß Fehlerkorrektur-Ansatz einen Schönheitsfehler: Im Gleichgewichtsteil tritt nicht $AIHK(-1)$ auf, sondern $AIHK(-2)$. Setzt man statt der doppelt verzögerten, die einfach verzögerte ein, dann erhält man zwar auch eine noch in allen Prüfmaßen vorzeigbare Schätzung. Nur das Bestimmtheitsmaß, der Standardfehler der Schätzung und die t-Werte dieser Version sind spürbar schlechter. Nach den üblichen Regeln der ökonomischen Selektion bei der Einzelschätzung ist folglich die erstere vorzuziehen. Nur sie ist nach der „reinen Lehre“ kein Fehlerkorrekturmodell mehr, die zweite dagegen wäre eines. Dies ist ein Zielkonflikt, der einstweilen offen bleiben muss, der aber wieder aufzugreifen ist, wenn PROSY1 oder PROSY2 erstellt werden.

b) Gewerbliche Auszubildende

Das für D(AIHK) Gesagte gilt mit Abwandlungen auch für D(AIHG). Auch hier scheitert der Fehler-Korrektur-Ansatz daran, dass im Gleichgewichtsteil der doppelt verzögerten Niveaugröße $L02(AIHG)$ der Vorzug gegeben werden musste. Setzte man stattdessen auf $L01(AIHG)$, wäre R^2 um einen ganzen Prozentpunkt niedriger und der Standardfehler der Schätzung würde um fast 60 % steigen. Es gibt kein Argument, das diesen Verzicht zwingend macht.

Die übrigen Bestimmungsgrößen der Funktion stimmen in den Variablen $L01(SAMH)$ und $D(SAMH)$, $D(ETIH)$, $NEU1$, $BGES$ mit der vorausgehenden überein. Da es sich um gewerbliche Lehrlinge, die in der Produktion gebraucht werden, handelt, spielen, anders als in der kaufmännischen Ausbildung, produktionsnahe Regressoren eine Rolle. Bei den Tests setzten

sich der Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Ausrüstungsinvestitionen D(IAUS) sowie der Anstieg der Nettoproduktion D(NEP), letztere wie AIHG doppelt verzögert, durch. Für die Instrumentvariable INFP fand sich kein statistisch gesicherter Koeffizient, dagegen wohl für die Förderung der überbetrieblichen Berufsbildungsstätten UBS. Die optimierte Lagform dieses Regressors ist ein gewogener gleitender Mittelwert: $L01(UBS)+0.72*L02(UBS)$.

$$\begin{aligned}
 D(AIHG) = & 1065.8 - 0.18*L02(AIHG) + 0.11*L01(SAMH) + 0.06*[L01(UBS+0.72*L02(UBS))] \\
 & (1.3) \quad (-8.6) \quad (12.7) \quad (14.8) \\
 & + 0.02*D(ETIH) + 0.13*D(SAMH) + 0.62*L02[D(NEP)] \\
 & (23.0) \quad (5.8) \quad (6.1) \\
 & + 0.16*D(IAUS) + 817.6*L01(NEU1) - 1308.6*BGES \\
 & (3.6) \quad (3.8) \quad (-6.7) \\
 & - 1220.9*(S65+1.5*S68-1.68*S70-1.65*s70) + \hat{u} \\
 & (-10.6)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9936; \bar{R}^2 = 0.9908; DW = 1.77 \\
 BGT = 1.93; JBT = 0.05; RST = 1.65$$

$$AIHG := L01(AIHG) + D(AIHG);$$

$$AIH := AIHG + AIHK;$$

Zum Vergleich:

$$AZB := AIH + AHW + AOD + ALW + AFB;$$

2.2.9 Prognosesimulation der Auszubildenden im IH-Bereich, Ex-post und Ex-ante.

a) Ex-post

Tabelle III.7 Dynamische Ex - post - Prognosen

	MPF	TUK	KK
D(AIHK)	41.5 %	0.1297	0.9674
AIHK	1.4 %	0.0085	0.9838
D(AIHG)	39.2 %	0.0688	0.9912
AIHG	0.9 %	0.0056	0.9962
AIH	1.1 %	0.0065	0.9893
Zum Vergleich:			
AZB	1.00 %	0.0060	0.9958
AFB	3.36 %	0.0172	0.9916
AHW	1.91 %	0.0169	0.9882
ALW	2.74 %	0.0169	0.9882
AOD	4.61 %	0.0224	0.9913

Differenzen-transformierte Zeitreihen sind oft kleine Modellgrößen mit einer, auf den Mittelwert bezogenen enormen Streuung. Die Variationskoeffizienten (Standardabweichung dividiert durch den Mittelwert) von $D(AIHG)$ und $D(AIHK)$ sind gleich 22.6 und 121.7. Die obigen Qualitätskennziffern erwecken den Eindruck, als seien die Ex-post-Prognosen von $D(AIHK)$ und $D(AIHG)$ für praktische Zwecke wertlos. Doch dies ist nicht der Fall. Die differenzen-transformierten Auszubildenden sind allein Mittel zum Zweck. Von Interesse ist lediglich die Prognoseleistung des Modells bei der Generierung der Niveauvariablen. Der Rückgriff auf die ersten Differenzen dient allein der Erfüllung wichtiger Postulate der Schätztheorie. Werden die D-Variablen in die Definitionsgleichungen für die zugehörigen Niveauvariablen eingesetzt, erhält man sehr gute Prognosen. So beläuft sich die mittlere prozentuale Fehlprognose von $D(AIHK)$ auf 41 % und der Theilsche Ungleichheitskoeffizient auf 0.13. Der MPF von $AIHK$ jedoch ergibt 1.4 % und der TUK den Zahlwert 0.0086. Bei den gewerblichen Auszubildenden $AIHG$ lauten die Kennziffern sogar: 1.0 % und 0.0059.

Aus Platzgründen können die Bestimmungsgleichungen für die übrigen bereichsspezifischen Auszubildenden nicht behandelt werden. Zum Vergleich werden jedoch die dynamischen Ex-post-Prognosekennziffern sowie die Ex-ante-Prognosen 1999 und 2000 der Ausbildungsverhältnisse (AHW AFB, ALW, AOD), sowie der Auszubildenden insgesamt (AZB) aufgeführt. Die mittleren prozentualen Ex-post-Prognosefehler der Bereiche schwanken zwischen 1.6 % (Handwerk) und 4.6 % (öffentlicher Dienst). Fasst man alle Bereiche zusammen, ergeben sich für AZB insgesamt beträchtliche Disaggregationsgewinne: Ihr prozentualer Fehler MPF beträgt 0.93 % und der TUK 0.0054 bei einem Korrelationskoeffizienten zwischen $AZB(tats.)$ und $AZB(prog.)$ von 0.9960.

b) Ex-ante

Während die Ex-ante-Prognosen 1999 und 2000 der kleinen Ausbildungsbereiche Freie Berufe, Landwirtschaft und öffentlicher Dienst, recht genau sind, ist die Vorausschätzung vor allem im IH-Bereich unbefriedigend. Wie man an den Zahlen für 1998 sehen kann, sind die Fehlprognosen im letzten Jahr der Ex-post-Totalsimulation klein. Bereits im ersten Ex-ante-Jahr nehmen die Fehlerquoten beträchtlich zu. So gehen die tatsächlichen Zahlen der gewerblichen Lehrstellen im IH-Bereich 1999 zurück. Die Prognosewerte dagegen steigen und die Fehlprognose erreicht -5.9 %. Bei den kaufmännischen Auszubildenden ist zwar die Richtungsinformation korrekt erfasst, die Ex-ante-Prognose jedoch ist um 4.1 % zu niedrig. Auch die vorausgeschätzten Daten des Jahres 2000 wären für praktische Zwecke, mit den Fehlerquoten $AIHG$ 7.0 %; $AIHK$ 3.9 %; AIH 5.0 %; AZB 5.8 %; AHW 8.4 %, kaum nützlich.

Die Ursachen der Schiefelage liegen vor allem bei den kaufmännischen Auszubildenden an einem 1999 sich erstmalig auswirkenden Datenstrukturbruch. Seit 1993/94 sind die Arbeiten im BIBB an der Entwicklung völlig neuer, im dualen System bis dahin noch nicht vorhandener IT- und Medienberufe stark forciert worden. Nachdem man sie ab 1997 Schritt für Schritt erlassen hatte, nahmen die Ausbildungsverhältnisse in diesen Berufen, die größtenteils der Variablen $AIHK$ zuzuordnen sind, enorm zu. Die Gründe dafür liegen im Qualifikationsbedarf der Wirtschaft und in den Erfordernissen des technischen Fortschritts. Während zwischen 1988 und 1997 die Zahl der in $AIHK$ gezählten Lehrstellen um 460 Tsd. schwankten, erreichten sie 1998 495 Tsd, dann 560 Tsd. und 2000 schließlich 589 Tsd., darunter allein 56 Tsd. Lehrlinge in den neuen IT- und Medienberufen.

Der OLS-Schätzzeitraum in PROSY0 endet jedoch 1998. Dehnt man den Schätzzeitraum zum Test des Strukturbruches auf 1999 aus, bricht die alte Spezifikation zusammen. Eine modifizierte, unter Einschluss der neuen Berufe, war nicht schwer zu finden. Doch sie durfte die

ursprüngliche Gleichung in PROSY0 nicht ersetzen. Das aber heißt, die Regressoren von AIHK repräsentierten zusammen mit den übrigen gemeinsam abhängigen Variablen des Systems nicht alle Informationen, die man für die Ex-ante-Vorausschau braucht. Damit ein korrekt spezifiziertes und stabiles Modell „realistische“ Prognosen generiert, muss die vorausgeschätzte Entwicklung gewissermaßen codiert im Stützbereich der Vergangenheit niedergelegt sein. Die Struktur des Modells ist der Schlüssel dazu. Ex-ante-Prognosen sind daher stets nur bedingte Schwerpunktprognosen. Unter Nutzung des Eigengewichtes und der inneren Dynamik wird der „Kurs“ des Systems festgestellt und die identifizierte Entwicklung fortgeschrieben. Die wirkliche Zukunft, so wie sie tatsächlich einmal sein wird, kann auch das beste Modell nicht voraussehen.

Die Arbeiten an der Fortschreibung des Modells beginnen nach der Fertigstellung dieses Berichtes. Zu diesem Zweck werden die Zeitreihen um zwei Jahre verlängert. Die Auszubildenden der neuen Berufe werden dann Teil der zu erklärenden Zeitreihen sein. Um von PROSY0 zu PROSY1 (und später zu PROSY2) zu gelangen, werden alle Gleichungen neu geschätzt und die Stabilitätsanalysen via Totalsimulationen wiederholt. Der Datenstrukturbruch dürfte sich dann beheben lassen.

Tabelle III.8 Ex-ante-Prognosen

	1998		tats.	1999		Diff.	tats.	2000		Diff.
	tats.	prog.		prog.	Diff.			prog.		
AIHG		284	281	273	289	-16	271	290	-19	
AIHK		495	490	560	537	23	590	613	-23	
AIH		779	770	833	825	8	861	904	-43	
AZB		1658	1656	1698	1716	-18	1702	1801	-99	
AHW		625	632	617	638	-21	596	646	-50	
AFB		166	166	161	162	-1	160	162	-2	
ALW		40	40	40	43	-3	40	43	-3	
AOD		48	47	47	48	-1	46	46	0	

3. Verhaltensgleichungen und Ex-post-Prognosen aus dem Hilfsmodell Schüler/Schulabgänger

3.1 Überblick

Das erste der drei Hilfsmodelle (21 Bestimmungsfunktionen, darunter 13 Verhaltensgleichungen) stellt im weitesten Sinn auf die Quellen der Ausbildungsnachfrage ab. Gegenstand des Subsystems sind zunächst die Schulabgänger aus allgemeinbildenden und beruflichen Schulen. Dazu gehören die Abgänger ohne (SAOH) und mit Hauptschulabschluss (SAMH), Abgänger mit mittleren Abschlüssen (SA12), sowie Hochschulzugangsberechtigte (SA2). Die Schüler im schulischen BGJ (SBGJ) und im Berufsvorbereitungsjahr (SBVJ) durchlaufen (in der Regel) eine einjährige Qualifizierung. Schülerzahlen des Vorjahres wie z. B. L01(SBGJ), sind damit gleichzeitig näherungsweise Schulabgänger des laufenden Jahres. Gebraucht werden ferner die Variablen: Schüler im ersten Schuljahr an Berufsfachschulen, die zugehörigen Schüler und Schulabgänger insgesamt (BFS1, SBFS, SABF). Ebenfalls im Modell gebraucht wird die Zahl der Schüler an Teilzeitberufsschulen (SBS) und an Fachschulen (SFS). Bei den Teilzeitberufsschülern werden die ohne (BSOA) und die mit Ausbildungs-

vertrag (BSMA) unterschieden. Schließlich gibt es noch die Studienanfänger (STAN), Studenten (STUD) und Hochschulabgänger (ABHS).

Um die komplexen Probleme einer vollständigen Schülerstromrechnung bzw. einem Inflow-Outflow-System zu vermeiden, werden in der Hauptsache nur die Qualifizierungsnachfrage ausübenden Abgänger aus den o. g. Schulen berücksichtigt und nicht die Schulformen unterschieden, in denen diese Jugendlichen zuvor gewesen sind. Um dennoch erklärungsstaugliche Gleichungen zu erhalten, wird auf verschiedene Altersjahrgänge zurückgegriffen, die zur Beschränkung der Modellgröße exogene Größen sein müssen. So hängen die Abgänger aus Hauptschulen u. a. vom Altersjahrgang der sechzehnjährigen (AL16), die Abiturienten von den neunzehnjährigen (AL19) ab. Außerdem gibt es noch die Altersjahrgänge ALT1 (16 bis unter 19 Jahre), ALT2 (19 bis unter 26 Jahre) und ALT3 (25 bis unter 30 Jahre). Die Exogenität dieser Regressoren macht bei der Ex-ante-Vorausschau, bei welcher für sie Vorgabewerte gefunden werden müssen, keine Schwierigkeiten. Altersjahrgänge kann man fortschreiben. Sieht man vom Saldo zwischen Zu- und Abwanderungen ab (Todesfälle sind in der Altersgruppe vernachlässigbar), dann sind die Sechzehnjährigen von 1998 die Neunzehnjährigen von 2001.

- | | | | |
|------|------|----|---------------------------|
| (1) | SAOH | → | Verhaltensgleichung |
| (2) | SAMH | → | Verhaltensgleichung |
| (3) | SA12 | → | Verhaltensgleichung |
| (4) | SA2 | → | Verhaltensgleichung |
| (5) | SA | := | SAOH + SAMH + SA12 + SA2; |
| (6) | SMHQ | := | SAMH/AL16; |
| (7) | S12Q | := | SA12/AL16; |
| (8) | SA2Q | := | SA2/AL19; |
| (9) | BFS1 | → | Verhaltensgleichung |
| (10) | SBFS | := | L01(SBFS) – SABF + BFS1; |
| (11) | SABS | := | SABS + SBGJ + SBVJ; |
| (12) | SABF | → | Verhaltensgleichung |
| (13) | BSOA | → | Verhaltensgleichung |
| (14) | BSMA | → | Verhaltensgleichung |
| (15) | SBS | := | BSOA + BSMA; |
| (16) | SBGJ | → | Verhaltensgleichung |
| (17) | SBVJ | → | Verhaltensgleichung |
| (18) | SFS | → | Verhaltensgleichung |
| (19) | STAN | → | Verhaltensgleichung |
| (20) | STUD | → | Verhaltensgleichung |
| (21) | ABHS | := | STAN – D(STUD); |

3.2 Bestimmungsgleichungen für die Schulabgänger aus allgemeinbildenden Schulen

a) aus Hauptschulen ohne Abschluss (SAOH)

Die Zeitreihe der Variablen SAOH zeichnet sich durch ein, für die ökonomische Darstellung „sperriges“ Bewegungsmuster aus. Die ersten vier Jahre nimmt sie einen scharf sinkenden Verlauf. Von 1969 bis 1979 steigt sie in Form zweier Arkaden auf und wieder ab. Bis 1990 sind die Schulabgänger auf 40 % der Zahl von 1965 zurückgegangen, um für den Rest der Zeitreihe unter dem Einfluss der neuen Länder mit degressiven Zuwächsen 60 % des Ausgangsniveaus zu erreichen. Der „Generalkurs“ der Variablen ist folglich ein stark sinkender. Der hervorstechende Eindruck ist der relativ glatte Verlauf im Verbund mit einer

komplexen Trendfigur. Geht man auf die ersten Differenzen über, entsteht zwar eine Variable mit stationären Eigenschaften, die jedoch im Bereich der beiden Arkaden sehr viel, nach 1980 vergleichsweise wenig zur Gesamtstreuung beiträgt.

Hinter diesem Bewegungsmuster verbirgt sich ein grundlegend gewandeltes Bildungsverhalten. Die Hauptschüler ohne Abschluss waren anfänglich das wichtigste Reservoir für die unqualifizierte Hilfsarbeiterschaft. Mit den Ende der 70er-Jahre sich ausprägenden Beschäftigungsrisiken ist der Wert der abgeschlossenen Berufsausbildung auf dem Arbeitsmarkt steil in die Höhe gegangen. Die SAOH sind zusammen mit den anderen Schulabgängervariablen ein Spiegel dieser Entwicklung. Denn angesichts des rückläufigen Lehrstellenangebotes wurde es immer schwieriger, ohne Haupt- oder Realschulabschluss einen Ausbildungsplatz und damit einen das Risiko der Arbeitslosigkeit mindernden Beruf zu finden. Das aber bedeutet nichts anderes, als dass dem Trendverlauf in SAOH ein komplementärer Trendverlauf bei den Haupt- und Realschülern entspricht. Der Altersjahrgang der Sechzehnjährigen ist gewissermaßen 100 %. Jugendliche, die nicht aus dem einen Schulzug herauskommen, müssen folglich Abgänger eines anderen sein.

Die Frage ist nun, wie man mit dieser Variablen ökonometrisch umgeht. Mit zwei Alternativen wurde ausgiebig experimentiert. Die erste besteht darin, den gut begründbaren deterministischen Trend zum Spezifikationsansatz zu nehmen. Dadurch entstünde eine Verhaltensgleichung mit mehreren, nicht linearen Zeitgliedern, die, wenn schon nicht „schön“, so doch in der Prognose zuverlässig funktioniert. Man hätte folglich auf eine Methode gesetzt, die bereits bei den unbesetzten Plätzen (UBAX) mit Erfolg angewandt worden ist¹⁵. Die zweite Möglichkeit ist die ökonometrisch übliche. Sie stellt auf ein theoretisch und statistisch plausibles Verhaltensmuster ab und wird aus diesem Grunde weiter verfolgt.

Nimmt man die Niveauvariable SAOH zur Abhängigen, steht neben den autoregressiven Faktoren $\{L02(SAOH)+1.2*L01[D(SAOH)]\}$ und den jugendlichen Arbeitslosen $\{L03(JAL)+L02[D(JAL)]\}$ eine Lagform aus dem komplementären Bewegungsmuster der Abgänger mit Hauptschulabschluss $[D(SAMH)+0.88*L01(D(SAMH))]$. Danach nehmen die SAOH nur zu oder ab, wenn gleichzeitig der gewogene gleitende Mittelwert erster Ordnung steigt oder fällt. Die unverzögerte Variante SAMH mit negativem Koeffizienten, die man auch hätte erwarten können, ließ sich nicht statistisch sichern. Die Trennung zwischen einer Variablen X_{t-i} und $D[X_{t-i-1}]$ ist sinnvoll, wenn sich diese beiden Komponenten von X_{t-i-1} durch verschiedene Koeffizientenschätzwerte unterscheiden.

Es mag prima facie weit her geholt erscheinen, wenn in einer Schulabgängerfunktion die Erwerbstätigen mit Lehrabschluss und/oder Meisterprüfung (ETLM) als Regressoren auftreten. Ziel ist jedoch die Spezifikation der Lebenschancen als Motor und Lenkungsfaktor des schulischen Bildungsverhaltens. Und da sind die jungen Arbeitslosen kennzeichnend für die späteren Beschäftigungsrisiken und die für Entwicklung der Erwerbstätigkeit, die in der

¹⁵ Um die Koeffizienten handlicher zu machen, wurden die Zeitglieder mit Zehnerpotenzen vergrößert.

$$\begin{aligned}
\text{SAOH} = & -323908.5 + 0.08*\text{AL16} + 0.21*(100*T) + 0.22*[10^8*\text{SQR}(T)] - 0.43*(10^9/T) + \\
& (-10.4) \quad (8.5) \quad (10.6) \quad (9.9) \quad (-9.1) \\
+ & 0.55*[10^{11}/T^2] + 0.21*L10[\text{D}(\text{SAMH})] - 1391.7*S68 - 1822.3*(S69+S75) + \hat{u} \\
& (7.8) \quad (5.2) \quad (-3.3) \quad (-6.0)
\end{aligned}$$

$R^2 = 0.9883$; $\bar{R}^2 = 0.9845$; $DW = 2.05$.

Keine Autokorrelation, kein Spezifikationsfehler; geschätzte Residuen normalverteilt.
Totalsimulation Ex-post: MPF = 3.24 %, TUK = 0.0171, KK = 0.9925

Reichweite von Haupt- und Realschülern liegt. Setzt man statt der Niveauvariablen SAOH auf die erste Differenz D(SAOH) als Abhängige, fällt der autoregressive Faktor L01[D(SAOH)] weg, die übrigen Variablen bleiben unverändert. Die folgende Bestimmungsgleichung ist nach der Alternative 1 spezifiziert.

$$\begin{aligned}
\text{SAOH} = & 4363 + 0.81*[L02(\text{SAOH})+1.2*L01(\text{D}(\text{SAOH}))]- 1.90*[L03(\text{JAL})]+1.78*L02(\text{D}(\text{JAL}))] \\
& (4.7) \quad (36.8) \quad (-6.5) \\
+ & 0.08*[\text{D}(\text{SAMH})+0.88*L01(\text{D}(\text{SAMH}))] - 2055*L01[\text{W}(\text{ETLM})] \\
& (7.3) \quad (-2.7) \\
+ & 3006*(S70-0.27*S74) - 1352*(S75-S76-S77) + \hat{u} \\
& (13.4) \quad (-10.4)
\end{aligned}$$

$R^2 = 0.9952$; $\bar{R}^2 = 0.9941$; DW nicht anwendbar. Keine Autokorrelation, kein Spezifikationsfehler, Residuen normalverteilt. Totalsimulation Ex-post: MPF = 2.90 %, TUK = 0.0173, KK = 0.9924¹⁶

b) aus Hauptschulen mit Abschluss

Die Schulabgänger mit Hauptschulabschluss SAMH gehören neben den Absolventen mit mittleren Abschlüssen (SA12) und einem kleinen Teil der Abiturienten (SA2) zur Hauptklientel des dualen Systems. Die Verlaufseigenschaften der Niveauvariablen SAMH ähneln dem der SAOH bis zu einem gewissen Grade. Auch hier gibt es zunächst den steilen Abfall bis 1969, gefolgt von zwei Arkaden und einem anschließenden Rückgang bis 1990 auf etwa die Hälfte sowie einem leichten Wiederanstieg bis 1998. Gegenstand der Erklärung wird jedoch nicht die Niveau-, sondern die differenztransformierte Abhängige D(SAMH) sein. Die Niveauvariable gewinnt man durch die Definitionsgleichung: $\text{SAMH} := L01(\text{SAMH})+\text{D}(\text{SAMH})$ zurück.

Die Spezifikation der Verhaltensgleichung erfolgt in Anlehnung an die Fehlerkorrekturmodell-Technik. In der inneren Gleichgewichtsbeziehung auf der rechten Seite hängt - um eine Periode verzögert - SAMH von L01(SAMH), (AL16) und (SA12) ab. Die Entwicklung der Hauptschulen stützt sich vor allem auf die Hypothese des Wettbewerbs der Schulformen. Wie die folgenden Beispiele typischer Karriereverläufe zeigen, konkurrieren Hauptschule, Realschule und Gymnasium um die Jugendlichen und jungen Erwachsenen mit dem Qualitätsmerkmal, optimale Basis für eine entwicklungsfähige, nicht-akademische Qualifizierung zu sein:

Hauptschulabschluss → gewerbliche Lehre → Meisterkurse → selbstständiger Handwerker → Fachingenieur

¹⁶ Die Ex-ante-Prognosen 1999 und 2000 sind noch nicht durchführbar. Die Altersgruppen- und Schulabgängerdaten, die dafür erforderlich sind, standen bei der Niederschrift dieses Berichtes noch nicht zur Verfügung.

Realschulabschluss → kaufmännische Lehre → Fachschule/Fachakademie → Betriebs-/Verwaltungswirt
 Abitur → Bank- und Sparkassenkaufleute / IT- und Medienberufe → Fachakademie / Berufsakademie → Bankbetriebswirt / Informatiker

Der Wettbewerbsdruck auf die Hauptschulen macht sich bei den Koeffizienten auf zweierlei Weise bemerkbar. Ist der Koeffizientenschätzwert, wie im Fall von L01(SA12), positiv und kleiner als 1, dann bleibt die Hauptschule, angesichts der Beschränkung durch AL16 (= 100 %), im Lauf der Zeit hinter der Realschule zurück. Ist der Koeffizient dagegen negativ, wie bei D(SA2), dann ist das Ziel der Hochschulreife für die jungen Leute so attraktiv, dass sich immer weniger Sechzehnjährige mit dem Hauptschulabschluss zufrieden geben. Diese Effekte kann man leicht anhand von Indexzahlen für 1998 (1965 = 100) verdeutlichen: SAMH = 58, Sa12 = 330, SA2 = 648.

Zur Interpretation der Variablen Berufsschüler ohne Ausbildungsvertrag (BSOA) muss man berücksichtigen, dass sie letztlich ein Auffangbecken für die Hauptschüler ohne Abschluss sind, die angesichts der bis 18 Jahre reichenden Schulpflicht, entweder direkt oder auf dem Umweg über das Berufsvorbereitungsjahr (BVJ) dorthin gelangen. Die Berufsschule ist als nachgelagerte Einrichtung kein Wettbewerber der Hauptschule. Das ungewisse Berufsschicksal der Jugendlichen, die kaum Aussicht auf eine Lehrstelle haben, motiviert die Hauptschüler wenigstens den Hauptschulabschluss zu erreichen. Die BSOA haben folglich die Eigenschaft eines „Anspornfaktors“ bzw. Negativbeispiels.

$$\begin{aligned}
 D(\text{SAMH}) = & -8262 - 0.80 \cdot L01(\text{SAMH}) - 0.20 \cdot L02(\text{SAMH}) + 0.26 \cdot L01(\text{AL16}) + 0.32 \cdot L01(\text{SA12}) \\
 & (-4.7) \quad (-13.1) \quad (-3.9) \quad (9.4) \quad (5.7) \\
 & 0.24 \cdot D(\text{AL16}) - 0.62 \cdot D(\text{SA2}) + 0.75 \cdot L10(\text{BSOA}) - 0.68 \cdot T^2/1000 \\
 & (7.2) \quad (-6.4) \quad (12.4) \quad (-7.6) \\
 - & 5940 \cdot (S69+S75) - 8198 \cdot S76 + 2075 \cdot (S91+S95) + \hat{u} \\
 & (-12.6) \quad (-11.3) \quad (4.0)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9638; \bar{R}^2 = 0.9446; DW = 2.16$$

Gemäß OLS-Prüfmaße: Keine Autokorrelation, kein Spezifikationsfehler, Residuen normalverteilt.
 Totalsimulation der Definitionsgleichung für SAMH: MPF = 2.03 %; TUK = 0.0116; KK = 0.9951

c) Schulabgänger mit Realschul- oder entsprechendem Abschluss

Die Schulabgänger SA12 haben einen nach oben gerichteten Trendverlauf und sollten deshalb als Fehlerkorrekturmodell mit D(SA12) als Abhängiger und einer Definitionsgleichung für die Niveauvariable dargestellt werden. Wie mehrfach beschrieben,¹⁷ werden bei diesem Gleichungsansatz zwei Funktionsformen zusammengeführt. Die erste ist eine langfristige, lineare Gleichgewichtsbeziehung zwischen differenzstationären Größen, einer abhängigen Y und einer oder mehrerer erklärender Variablen X. In jeder Periode erfährt diese Beziehung Anstöße von außen, die sie zeitweise aus der Gleichgewichtslage abdrängen. Die Bestimmungsgleichung für D(Y) ist folglich eine Abbildung für die Bewegungen um diese Gleichgewichtsbeziehung.

¹⁷ Einzelheiten findet man in Teil II, Abschnitt 2.2.

$$\begin{aligned}
D(SA12) = & -12585 - 0.20 * L01(SA12) + 0.20 * L01(AL16) + 0.16 * D(AL16) + \\
& (-10.7) \quad (-11.2) \qquad (12.0) \qquad (5.4) \\
& 0.30 * [L01(D(SA2)) + 0.75 * L02(D(SA2))] + 31.1 * DOS + 6154 * S91 + \\
& (5.1) \qquad (9.7) \qquad (10.0) \\
& 4995 * (S66 - 0.66 * S76 + 0.31 * S84) + u \\
& (10.4)
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9581; \bar{R}^2 = 0.9468; DW = 1.93$$

Keine Autokorrelation, kein Spezifikationsfehler, Residuen normalverteilt. Totalsimulation der Definitionsgleichung $SA12=L01(SA12)+D(SA12)$: MPF=2.08; TUK=0.0113; KK=0.9970.

Eine funktionsinterne Cointegrationsbeziehung besteht mit Wahrscheinlichkeit zwischen SA12 und AL16. Man sieht dies am t-Wert zu AL16, der mit -11.2 erheblich kleiner als ein (vertafelter) kritischer Grenzwert von -4 ist.¹⁸ Die Abweichungen vom Gleichgewicht werden durch $D(AL16)$ und durch den gewichteten gleitenden Mittelwert $[L01(D(SA2)) + 0.75 * L02(D(SA2))]$ der Schulabgänger mit Hochschulreife repräsentiert, wobei auch dieser wiederum als ein Faktor des Wettbewerbsdrucks zu verstehen ist. Weiter, die langfristige Gleichgewichtsbeziehung störenden Ereignisse werden durch die Sprungvariable für das Jahr 1991 (S91) sowie durch die Sondervariable DOS aufgefangen, die beide der Approximation vereinigungsbedingter Effekte auf die Abhängige $D(SA12)$ dienen. Andere Dummies (S66, S76, S84) dienen, wie in nahezu jeder Gleichung, der Glättung von statistischen Ausreißern im Datenmaterial.

d) Schulabgänger mit Fachhoch- und Hochschulberechtigung (SA2 „Abiturienten“)

Die Abiturienten (SA2) werden im Gleichungssystem mittelbar, auf dem Umweg über die Abiturientenquote $SA2Q = 100 * SA2 / AL19$ bestimmt, mit AL19, dem Altersjahrgang der Neunzehnjährigen. Der Grund für diese Vorgehensweise waren die wesentlich besseren dynamischen Ex-post-Prognosen, nicht nur für SA2 sondern im Zusammenspiel mit den anderen Gleichungen auch für SAMH und SA12.¹⁹

Die Abiturientenquote unterliegt einem klaren deterministischen Trend. Das Bestreben für die eigenen Kinder eine bessere Bildung zu erreichen als man selbst genossen hat, ist ein die letzten Jahrzehnte beherrschendes soziales Paradigma. Darin spiegeln sich nicht nur die Sorge vor den Arbeitsmarktrisiken, sondern auch das im Zuge des technischen Fortschritts sich entwickelnde intellektualisierte und qualifikatorische Klima wider.

$$\begin{aligned}
SA2 = & -17211 + 0.19 * L01(SA2) + 675.4 * SA2Q + 0.21 * AL19 + 1653 * S65 + 1177 * S66 - \\
& (-15.9) \quad (4.3) \qquad (17.1) \qquad (17.7) \qquad (4.1) \qquad (3.2) \\
& 1747 * S79 + \hat{u} \\
& (-5.1)
\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.9991; \bar{R}^2 = 0.9989; DW \text{ nicht anwendbar}$$

¹⁸ Die kritischen Werte des ECM-Tests sind vertafelt. Bei $K=1$ und 34 Freiheitsgraden sowie der Wahrscheinlichkeit eines kleineren Wertes von 0.01, liegt der kritische Wert bei ungefähr -4 . Vgl. Banerjee, A., Dolado, J.J. and Mestre, R.: Error correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework; Journal of Time Series Analysis, 19, 267-283. Abgedruckt in LÖSCH (2000b), S.326.

¹⁹ Bei der direkten Abiturientenbestimmung (ohne Quote) ergaben sich für SA2 mittlere prozentuale Fehler von etwa 5,8 %. Auf dem indirekten Weg erzielte man 3.7 %. Obwohl es nicht so aussieht; zwischen diesen beiden Zahlen liegen Welten.

4. Verhaltensgleichungen sowie Ex-post-Prognosen aus dem Hilfsmodell Arbeitsmarkt

4.1 Überblick

Die bisher dargestellten Teile des Gleichungssystems, das Zentralmodell und das Hilfsmodell Schüler/Schulabgänger, waren vom inhaltlichen Zuschnitt der gemeinsam abhängigen Variablen relativ homogen. Dagegen ist der Arbeitsmarktteil des Modells das Sammelbecken für die verschiedensten, mit Arbeitsmarktproblemen zusammenhängenden Sachverhalte. Nicht enthalten, weil im Gleichungssystem nicht gebraucht, ist der Komplex der Tarif- und Effektivlöhne. Die Teilmodelle erfüllen nur Hilfsfunktionen; sie sind allein Mittel zum Zweck. Die einzige im Modell vorkommende Arbeitskostenvariable sind die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten (LSTK). Sie sind bislang, weil in wesentlichen Teilen Spiegelbild von Tarifverträgen, eine Instrumentcharakter tragende exogene Modellgröße.

Das Arbeitsmarkt-Teilmodell umfasst vier Kategorien von gemeinsam abhängigen Variablen:

- Arbeitslose, offene Stellen, Arbeitslosenquoten;
- Erwerbspersonen, Arbeitsvolumen, durchschnittliche jährliche Arbeitszeit;
- Erwerbstätige nach Qualifikation, absolut und in Quoten
- Erwerbstätige nach Wirtschaftszweigen.

In der folgenden Liste findet man die Zusammensetzung der gemeinsam abhängigen Variablen des Hilfsmodells sowie die Kennzeichnung ihrer Behandlung im Modell.

(1)	JAL	(junge Arbeitslose)	→	Verhaltensgleichung
(2)	ALLZ	(Langzeitarbeitslose)	→	Verhaltensgleichung
(3)	ALR	(Rest, sonstige Arbeitslose)	→	Verhaltensgleichung
(4)	AL	(Arbeitslose insgesamt)	:=	JAL+ALLZ+ALR;
(5)	OFST	(Offene Stellen)	→	Verhaltensgleichung
(6)	AVOL	(Arbeitsvolumen)	→	Verhaltensgleichung
(7)	DJAZ	(mittlere Jährliche Arbeitszeit)	→	Verhaltensgleichung
(8)	ET	(Erwerbstätige insgesamt)	:=	ETHS+ETLM+ETUN+AZB;
(9)	ETHS	(ET mit Hochschulausbildung)	→	Verhaltensgleichung
(10)	EHSQ	(Quote der ET mit HS-Ausbildung)	→	Verhaltensgleichung
(11)	ETLM	(ET mit Lehre/Meisterprüfung)	→	Verhaltensgleichung
(12)	ELMQ	(Quote ET Lehre/Meister)	:=	100-(EHSQ+EUNQ);
(13)	ETUN	(ET unqualifiziert)	→	Verhaltensgleichung
(14)	EUNQ	(Quote ET unqualifiziert)	→	Verhaltensgleichung
(15)	EP	(Erwerbspersonen)	:=	ET+AL;
(16)	EPP	(Erwerbspersonenpotential)	:=	EP+VAL
	VAL	(Nicht Erwerbstätige in Maßnahmen)		Instrumentgröße
(17)	ALQ	(Arbeitslosenquote)	:=	100*AL/EP;
(18)	ALQG	(Arbeitslosenquote gesamt)	:=	100*(AL+VAL)/EPP;
(19)	ETIH	(Erwerbstätige in Industrie/Handel)	→	Verhaltensgleichung
(20)	ETHW	(Erwerbstätige im Handwerk)	→	Verhaltensgleichung
(21)	ETLW	(Erwerbstätige Landwirtschaft)	→	Verhaltensgleichung
(22)	ETOD	(Erwerbstätige im öffentlichen Dienst)	→	Verhaltensgleichung
(23)	ETFB	(Erwerbstätige in freien Berufen)	→	Verhaltensgleichung

In einer ganzen Reihe von Bestimmungsfunktionen wird die Niveauvariable, die in der obigen Liste mit „Verhaltensgleichung“ gekennzeichnet ist, indirekt bestimmt: Gegenstand der Schätzung ist zunächst die erste Differenz, wohingegen die Niveauvariable anschließend durch eine Definition erzeugt wird. Die Gesamtzahl der Definitionsgleichungen erhöht sich dadurch um weitere acht. Das Arbeitsmarktmodell besteht dadurch aus 16 Verhaltens- und 15 Definitionsgleichungen. Im Folgenden werden die ersten fünf Verhaltensgleichungen für die Variablen ALLZ, JAL, ALR, OFST und AVOL im Einzelnen dargestellt.

4.2 Langfristarbeitslose (ALLZ)

$$\begin{aligned}
 \text{ALLZ} = & 12.8 + 0.87 \cdot \text{L01}(\text{ALLZ}) + 0.11 \cdot \text{VAL} + 0.22 \cdot [\text{L02}(\text{JAL}) + 4.0 \cdot \text{L01}(\text{D}(\text{JAL}))] - \\
 & (1.9) \quad (32.4) \qquad (15.5) \qquad (16.7) \\
 & 0.09 \cdot \text{L01}(\text{ALR}) + 85.2 \cdot (\text{S96} + 0.56 \cdot \text{S87}) + 70.3 \cdot (\text{S83} + \text{S85}) + 145.2 \cdot \text{S94} + 355.4 \cdot \text{S97} + \hat{u} \\
 & (-4.1) \qquad (5.9) \qquad (6.1) \qquad (8.9) \qquad (19.1)
 \end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$R^2 = 0.9992$; $\bar{R}^2 = 9990$; DW nicht anwendbar

JBT = 1.15; BGT = 0.55; RST = 1.01

Das bei der ökonometrischen Bestimmung von Arbeitslosen zu bewältigende Problem liegt in ihren extremen Verlaufseigenschaften. In den ersten Jahren bis 1973 waren die Zeitreihenwerte sehr klein, um anschließend zu „explodieren“. Die langfristigen Arbeitslosen ALLZ beispielsweise waren in der ersten Zeit praktisch gleich Null. Es musste folglich eine Spezifikation gefunden werden, die für den streuungslosen Zeitreihenanfang Schätzwerte in der gleichen Größenordnung lieferte. Dabei stößt man jedoch auf eine Eigenschaft der OLS-Methode, die auf eine Art automatischer Gewichtung hinausläuft: Beim Zusammentreffen von kleinen und großen Datenwerten innerhalb einer Zeitreihe bevorzugt die Minimierungsprozedur implizit die letzteren. Denn der Minimierungseffekt in Summe $\hat{u}(t)^2$ wird vor allem durch die großen Zeitreihenwerte realisiert, sodass die Anpassung bei den kleinen relativ ungenau erscheint.

Die Interpretation der extremen Trendcharakteristik der Langzeit-Arbeitslosen stellt ein weiteres Problem für die Schätzung dar. Im Rahmen gängiger theoretischer Hypothesen über die Ursachen langfristiger Arbeitslosigkeit hätte man die Arbeits- bzw. Lohnstückkosten, das Wirtschafts- oder Umsatzwachstum, die Kapazitätsauslastung sowie die Zahl der erwerbswilligen bzw. arbeitssuchenden Personen zu vermuten. Nichts von alledem ließ sich statistisch sichern. Vielmehr liegt die Zahl der vorhandenen Arbeitsplätze in der Wirtschaft strukturell weit unter dem Potenzial der vorhandenen Erwerbspersonen, sodass weder die konjunkturelle Lage der Gesamtwirtschaft noch die Erwerbsbevölkerung als Regressor infrage kommt.

Die ALLZ erweisen sich außerdem als ein Reservoir für alle Personen, welche in der Wirtschaft grundsätzlich nicht auf Dauer, d. h. auch nicht um den Preis niedriger Arbeitskosten und unter günstigen konjunkturellen Voraussetzungen benötigt werden. Abdingbar bzw. potenziell benötigt werden die jungen Arbeitslosen unter 25 Jahren (JAL), deren Arbeitslosigkeit lediglich eine zeitweilige ist, sowie die sonstigen Arbeitslosen (ALR), die weder jung sind noch zum ALLZ-Kreis gehören. Die eigentliche Ursache für die Entwicklung von

ALLZ ist folglich die beschränkte Anzahl von Arbeitsplätzen, welche ihrerseits wiederum Folge des technischen Fortschritts ist. Der technische Fortschritt jedoch ist ein säkularer Prozessfaktor, dem sich kein Unternehmen entziehen kann. Im Zuge der Freisetzung werden alle Personen aussortiert, deren Grenzkosten größer als das von ihnen erstellbare Grenzprodukt sind. Im Gleichungssystem werden Fragen des technischen Fortschritts nicht explizit gemacht. Aus diesem Grunde sind alle Versuche, mit ALLZ ein Fehlerkorrekturmodell zu installieren, fehlgeschlagen.

In der obigen Bestimmungsfunktion erscheinen neben dem autoregressiven Element L01 (ALLZ) die beschäftigungslosen Personen, die sich in Maßnahmen der Arbeitsverwaltung befinden (VAL). Das Koeffizienten-Vorzeichen des Regressors ist positiv und nicht wie man prima facie vermuten könnte negativ, sodass ein Anstieg von VAL zu einem Rückgang der ALLZ führt. Der Grund dafür liegt auf der Hand: Bei den Maßnahmen der Arbeitsverwaltung handelt es sich z. T. um unterjährige Weiterbildungslehrgänge. Sind sie abgeschlossen, wird die Person, soweit sie zuvor schon zum ALLZ-Kreis gehört hatte, häufig wieder in die Arbeitslosigkeit entlassen. VAL ist daher insoweit eine Einrichtung zur Unterbrechung der Langfrist-Arbeitslosigkeit. Die Maßnahmen der Arbeitsverwaltungen umschließen jedoch auch den vorzeitigen Ruhestand. Da es sich hierbei meist um zuvor noch beschäftigte Personen handelt, die zunächst für eine gewisse Zeit arbeitslos gemeldet werden und Arbeitslosengeld beziehen, erhöhen auch sie die ALLZ. Mittlerweile gibt es in den deutschen Unternehmen mehrheitlich keine Angestellten mit über 50 Jahren mehr.²⁰

Von vergleichbarer Wirkung ist die Verbundvariable $[L02(JAL)+4.0*L01(D(JAL))]$. Sie approximiert den Druck der Öffentlichkeit auf die Unternehmen, um des Berufseinstiegs von jungen Leuten, z. B. der nicht übernommenen Absolventen des dualen Systems willen, ältere Arbeitnehmer vor Erreichen des vorzeitigen Ruhestands in die dann sozial austarierte Langfrist-Arbeitslosigkeit zu entlassen. Auch dieser Effekt erfordert einen positiven Koeffizienten. Die Variable L01(ALR) dagegen steht für Kompensationsvorgänge; sinkt die eine, erhöht sich die andere und umgekehrt.

Der Aufwand an Dummyvariablen ist bei der ALLZ-Funktion höher als sonst. Hier zeigen sich neben den systematisch wirkenden Regressoren Ad-hoc-Effekte an einzelnen Zeitpunkten mit Ausreißereigenschaften, die Gegenstand von Sprungvariablen sein müssen. Sie erhöhen die Genauigkeit der Schätzung und die Normalverteilungseigenschaften der Residuen. Ihr Gesamtanteil an der erklärten Varianz liegt bei etwas über 2 %.

4.3 Junge Arbeitslose (JAL)

Die Arbeitslosigkeit von Erwerbspersonen unter 25 Jahren ist in der Regel eine kurzfristige Sucharbeitslosigkeit. Sie entsteht, weil Absolventen des Berufsbildungssystems entweder den Einstieg in das Erwerbsleben suchen oder nach kurzer Anfangsbeschäftigung Stelle oder Beruf wechseln. Das können Absolventen des dualen Systems oder der schulischen Berufsbildung aber auch Absolventen und Abbrecher eines Hochschulstudiums sein. Lehrlinge werden z. B. von den Ausbildungsbetrieben häufig nicht auf Dauer übernommen, sondern nach der Prüfung ein halbes Jahr weiter beschäftigt, damit die Bedingungen für den Bezug von Arbeitslosengeld erfüllt sind.

²⁰ Laut einer Untersuchung des Instituts für Arbeitsmarkt und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit trifft dies auf 60 % der Unternehmen zu. Bericht der FAZ vom 20. 09. 2001.

$$\begin{aligned}
JAL = & -296.4 + 0.04*[L01(SABF)+1.10*D(SABF)] + 0.04*L01(VAL) + 0.004*L01[D(ABHS)] \\
& (-10.7) (29.2) \qquad\qquad\qquad (9.8) \qquad\qquad\qquad (5.3) \\
& + 0.27*D(ALLZ) - 0.001*OFST + 0.001*[L02(D(BS))+0.62*L03(D(BS))] - \\
& (7.1) \qquad\qquad (-4.6) \qquad\qquad (3.1) \\
& 201.3*(S79+0.78*S80) - 54.1*(S73+1.41*S81+1.96*S78) + \hat{u} \\
& (-14.4) \qquad\qquad\qquad (-8.4)
\end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$R^2 = 0.9955$; $\bar{R}^2 = 0.9940$; $DW = 2.33$

$JBT = 0.78$; $BGT = 2.48$; $RST = 1.19$

Die Spezifikation der Verhaltensgleichung hängt daher von zwei Regressorenbündeln ab, von der Zahl der arbeitssuchenden Personen, die aus den verschiedenen Einrichtungen des Berufsbildungswesens ausscheiden einerseits und von den wirtschaftlichen Möglichkeiten der Betriebe, junge Berufsanfänger zu beschäftigen, andererseits. Diese Konstellation in der Logik der erklärenden Variablen führt dazu, dass die JAL nicht von den L01(JAL) abhängen können. Die Arbeitslosen vom letzten Jahr sind, anders als bei den ALLZ, in den Arbeitslosen des laufenden Jahres nicht mehr enthalten.

Das Berufsbildungssystem besteht aus einer ganzen Reihe von Einrichtungen, die vollqualifizierende Ausbildungen/Lehrgänge anbieten. Das ist zuerst das duale System, dann die mindestens zweijährigen (z. B. kaufmännischen) Berufsfachschulen, die Fachschulen (z. B. des Gesundheitswesens), in einigen Bundesländern die Berufsakademien sowie die Fachhoch- und Hochschulen. Weil die zugehörigen Variablen alle über die demographischen Jahrgangsstärken miteinander korreliert sind, wird es nicht möglich sein, in der Verhaltensgleichung alle Alternativen zu integrieren. Die Aufgabe besteht folglich darin, mit Hilfe der OLS-Schätzung die geeigneten prototypischen, das System am besten repräsentierenden Erklärungsvariablen zu finden.

Der Selektionsprozess führte schließlich zu folgender Struktur: An erster Stelle stehen die Abgänger aus den Berufsfachschulen (SABF), unterschieden nach L01(SABF) und D(SABF). Obwohl $L01(SABF)+D(SABF) = SABF$ ist, erwies sich die Trennung und Einfügung eines Gewichtes wegen der unterschiedlichen Koeffizienten als ökonomisch sinnvoll. Es folgten die Abgänger (Absolventen und Abbrecher) aus Fachhoch- und Hochschulen in Gestalt der um eine Periode verzögerten ersten Differenz $L01[D(ABHS)]$. Aus Gründen, die derzeit noch nicht voll verstanden sind, ließen sich in der Gleichung die Abgänger aus dem dualen System (ABG), auch hier handelt es sich um Absolventen und Abbrecher, nicht statistisch sichern. Stattdessen jedoch die Berufsschüler (BS) in den beiden Verzögerungsformen $[L02(D(BS)) + 0.62*L03(D(BS))]$. Zweifel an der Plausibilität dieser Spezifikation ergeben sich aus den Erklärungsanteilen: Die Berufsschüler haben einen zu geringen Anteil an der erklärten Gesamtvarianz von JAL, die Schulabgänger aus den Berufsfachschulen dagegen einen zu hohen.

Die Aufnahmefähigkeit der Wirtschaftsunternehmen für Berufsanfänger wird durch drei Regressoren erfasst: Das sind einmal die unverzögerten offenen Stellen (OFST) mit einem negativen Koeffizientenschätzwert. Das sind zum anderen die versteckt bzw. in Maßnahmen

befindlichen Arbeitslosen L01(VAL) sowie die erste Differenz der Langzeitarbeitslosen D(ALLZ). Beide fungieren als Indikatoren des Arbeitsmarktes: Steigen sie, so ist ihr Einfluss zu interpretieren, nehmen die Chancen der jungen Leute auf den Berufseinstieg ceteris paribus ab und umgekehrt. Auch hier hätte es nahe gelegen, statt VAL und ALLZ Kenngrößen der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, wie z. B. die Kapazitätsauslastung, die Arbeitskosten, Auftragseingänge oder das reale Wachstum, einzusetzen. Keine davon ließ sich statistisch sichern. Die JAL-Gleichung hat daher noch nicht ihre endgültige Fassung gefunden.²¹

4.4 Sonstige Arbeitslose (ALR)

Die Arbeitslosen, welche übrig bleiben (ALR), wenn von der Gesamtzahl (AL) die Langfrist- und jungen Arbeitslosen abgezogen werden, ist die einzige Variante, bei welcher gesamtwirtschaftliche Konjunkturdaten neben den jungen Arbeitslosen als Regressoren von ausschlaggebender Bedeutung sind. Wie schon bei den JAL, so gibt es auch hier zwei Bestimmungsgleichungen, eine für die Niveaugröße ALR und eine für die erste Differenz D(ALR), letztere als Fehlerkorrekturmodell konzipiert. Obwohl das Fehlerkorrektur-Modell von der ökonometrischen Theorie her das attraktivere ist, sind sowohl OLS-Prüfmaße (Jarque-Bera-Test, Breusch-Godfrey-Test und Reset-Test) als auch die Kenndaten für die Totalsimulation (mittlerer prozentualer Fehler und Theilscher Ungleichheits-Koeffizient, Korrelationskoeffizient) denen des Fehler-Korrektur-Modells überlegen. Letzteres wurde deshalb in PROSY0 nicht verwendet.

$$\begin{aligned}
 \text{ALR} = & 4245 + 0.24 \cdot \text{L01}(\text{JAL}) + 143.0 \cdot \text{L01}(\text{KS/ET}) - 0.30 \cdot \text{L01}(\text{KAP1}) - 0.14 \cdot \text{L02}(\text{KAP2}) - \\
 & (8.3) \quad (2.6) \quad (16.6) \quad (-11.8) \quad (-3.2) \\
 & 22620 \cdot \text{L01}(\text{BIPR/AVOL}) + 5.77 \cdot \text{DOS} - 209 \cdot \text{S98} + 128.5 \cdot (\text{S92} - \text{S95}) + \hat{u} \\
 & (-8.2) \quad (16.6) \quad (-4.9) \quad (4.8)
 \end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$$\begin{aligned}
 R^2 = 9983; \bar{R}^2 = 0.9977; \text{DW} = 2.03 \\
 \text{JBT} = 0.36; \text{BGT} = 4.04; \text{RST} = 1.62
 \end{aligned}$$

Folgende Konjunkturvariablen erwiesen sich als einschlägig: Die Kapazitätsauslastung der Vorperiode [L01(KAP1)] und ihre erste Differenz in der laufenden D(KAP1). Wie erinnerlich ergibt die Summe die unverzögerte Variable KAP1. Die beiden Komponenten haben jedoch unterschiedliche Koeffizienten. Ferner der Auslastungsgrad des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotenzials L02(KAP2). Während Rückgänge der Maschinenzeiten in Industrie und Handwerk, also KAP1, unmittelbar beschäftigungswirksam sind, sind Änderungen in KAP2 eher ein Spätindikator. Daher die doppelte Verzögerung. Die Variable KS/ET ist ein Maß für die mittlere Kapitalausstattung pro Erwerbstätigen. Anstiege verkörpern arbeitssparenden

²¹ Es gab auch die Möglichkeit, stattdessen das folgende Fehlerkorrekturmodell heran zu ziehen: $D(\text{JAL}) = F\{\text{L01}(\text{JAL}), \text{L02}(\text{SABF}), \text{L01}(\text{VAL}), \text{D}(\text{SABF}), \text{L01}[\text{D}(\text{ABHS})], \text{D}(\text{ALLZ}), \text{D}(\text{OFST}), \text{DV}, u\}$. Die Bestimmungsfunktion war für sich betrachtet ökonometrisch sinnvoll. Sie hatte nur den Schönheitsfehler erheblich größerer Ex-post-Fehlprognosen als die Niveauvariablen-Gleichung.

technischen Fortschritt und erhöhen ceteris paribus via Freisetzung die Arbeitslosigkeit. Entsprechendes gilt für die Produktivitätsmessziffer reales Bruttoinlandsprodukt zu Arbeitsvolumen BIPR/AVOL. Steigt der Messziffernwert sinkt ALR und umgekehrt. Die DOS-Variable approximiert den verstärkenden Einfluss der neuen Länder auf die Arbeitslosigkeit in Deutschland. Da der Verstärkungseffekt bis heute unverändert anhält, kommen DOS und nicht DOS1 bzw. DOS2 zum Zuge. Letztere wären Indikatoren für ab 1996 nachlassende Sondereffekte.

4.5 Ex - post - Prognosen für die Arbeitslosen

Die Ex-post-Prognosen der Arbeitsmarktgleichungen machen im Lichte der üblichen Kennziffern für die Trefferquote einen zwiespältigen Eindruck:

Tabelle III.10 Ex-post-Prognosen

	MPF	TUK	KK
ALLZ	entartet	0.0235	0.9980
JAL	22.7 %	0.0275	0.9952
ALR	8.4 %	0.0204	0.9978
AL	7.1 %	0.0130	0.9991
Zum Vergleich:			
ALQ	7.1 %	0.0160	0.9983

Die Korrelationskoeffizienten signalisieren hohe Genauigkeiten der Prognose, die man bei den MPF- und TUK-Kennziffern nicht wiederfindet. Das Problem bei den letzteren ist, dass sie gewissermaßen auf „normale“ Zeitreihen zugeschnitten sind, die um einen festen Mittelwert schwanken und über den gesamten Stützbereich präter propter gleichartige Streuungseigenschaften haben. Insbesondere die Langfristarbeitslosen ALLZ sind nicht von dieser Art. In den ersten Jahren bis etwa 1973 sind sie praktisch nicht vorhanden, um dann nicht-linear steigend zu verlaufen. ALLZ ist folglich in hohem Maße nicht-stationär und schwankt um ein quadratisches Polynom der Zeitvariablen, das auch durch Bildung der ersten Differenz $D(ALLZ)$ nicht völlig verschwindet. Erst die zweite Differenz $D[D(ALLZ)]$ bringt dies zu Stande. Doch dann erhält man eine Zeitreihe, deren Streuungsbeiträge in den ersten Jahren gleich Null sind und bei welcher, langsam ansteigend, praktisch die gesamte Information auf die Jahre ab 1978 konzentriert ist. Unter solch extremen Bedingungen entarten MPF und TUK. Bei einer isolierten Betrachtung (d. h. ohne das Gleichungssystem) hätte man die Zeitreihe der ALLZ erst ab 1973 beginnen lassen dürfen.

Bei der Suche nach adäquateren Kennzahlen des Ex-post-Prognoseerfolges geht man am besten davon aus, die Prognosegenauigkeit für das Ende der Zeitreihe bzw. den aktuellen Rand zu fordern und nicht für ihren Anfang. Im Hinblick darauf empfiehlt es sich, z. B. für die letzten zehn Jahre (1989 - 1998), die Mittelwerte der Beobachtungsreihe und der absolut genommenen Prognosefehler zu berechnen und zu prozentuieren. Für ALLZ ergibt dies 985 Tsd. und 14 Tsd. bzw. einen Fehler von 1.4 %. Ähnliche Probleme des Zeitreihenverlaufs, wenn auch nicht ganz so krass wie bei ALLZ, finden sich bei den jugendlichen (JAL) und den sonstigen Arbeitslosen (ALR). Die prozentuierten Abweichungen für die letzten zehn Jahre ergeben hier 5 % und 1.8 %. Der mittlere Fehler der Arbeitslosen insgesamt dagegen beträgt in der Schlussphase des Stützbereichs 1.3 %.

4.6 Gesamtwirtschaftliches Arbeitsvolumen (AVOL)

Das Arbeitsvolumen ist die gesamtwirtschaftliche Summe der jährlich geleisteten Arbeitsstunden. Diese Größe gibt angesichts der zunehmenden Teilzeitarbeit genauer die Beschäftigungsentwicklung wieder als die Zahl der Erwerbstätigen. Die Bestimmungsgleichung ist ein Fehlerkorrekturmodell (FKM) mit der ersten Differenz $D(\text{AVOL})$ als abhängiger.

$$\begin{aligned}
 D(\text{AVOL})/1000 &= 2600 - 0.49 \cdot L01(\text{AVOL})/1000 + 0.18 \cdot L01[D(\text{AVOL})]/1000 + 5.73 \cdot \text{DOS} - \\
 &\quad (8.6) \quad (-9.6) \qquad \qquad \qquad (8.0) \qquad \qquad \qquad (8.8) \\
 &\quad 113.2 \cdot L01(\text{BIPR}/\text{ET}) + 0.07 \cdot [D(\text{ETLM}) + 1.87 \cdot D(\text{ETHS}) + 2.78 \cdot D(\text{ETUN})] + \\
 &\quad (-8.3) \qquad \qquad \qquad (13.3) \\
 &\quad 0.06 \cdot [L01(\text{KAP1}) + 1.22 \cdot D(\text{KAP1})] - 86.3 \cdot \text{S69} + u \\
 &\quad (4.2) \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad (-2.7)
 \end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$$\begin{aligned}
 R^2 &= 0.9882; \quad \bar{R}^2 = 0.9851; \quad \text{DW} = 2.20 \\
 \text{JBT} &= 1.27; \quad \text{BGT} = 2.43; \quad \text{RST} = 0.69
 \end{aligned}$$

Prüfmaße Totalsimulation für Niveauvariable AVOL:
 $\text{MPF} = 0.79$; $\text{TUK} = 0.0050$; $\text{KK} = 0.9949$

Die langfristige Gleichgewichtsbeziehung für $L01(\text{AVOL})$, auf die sich das FKM stützt, wird von der Erwerbstätigen-Produktivität $L01(\text{BIPR}/\text{ET})$ und von der Kapazitätsauslastung $L01(\text{KAP1})$ getragen, erstere mit negativem Koeffizienten. Dieser besagt nichts anderes, als dass das gleiche Produkt mit immer weniger, oder ein immer höheres Produkt mit der gleichen Arbeitszeit erstellt werden kann. KAP1 ist ein Spiegelbild der Maschinenzeiten in Industrie und Handwerk. Sinkt der Auslastungsgrad, dann reagieren die Betriebe zunächst durch Kurzarbeit und erst später durch Entlassungen. Bei der Ostdeutschen Sondervariable stellt sich die Frage, ob sie Teil der Gleichgewichtsbeziehung oder ein Anstoßfaktor ist. Da sich die dauerhaft Unterschiede signalisierende Sonderform DOS durchgesetzt hat und nicht die sich abschwächenden Alternativen DOS1 bzw. DOS2 , spricht einiges für die Gleichgewichtsbeziehung.

Die Abweichungen vom Gleichgewicht werden, der Theorie gemäß, durch Anstöße hervorgerufen. Als wichtiger Anstoß erwies sich zum einen die Erwerbstätigenentwicklung. Dabei war es von Vorteil statt des Aggregates $D(\text{ET})$, das auch möglich gewesen wäre, die Erwerbstätigen in die qualifikatorischen Komponenten (Lehre/Meister, Hochschulabschluss, unqualifiziert) aufzuteilen, diese zu gewichten und wieder zusammenzufassen. Anstoßcharakter mit positiven Koeffizienten haben zum anderen auch $L01[D(\text{AVOL})]$, $d(\text{KAP1})$ und DOS . Danach tendiert das Auf und Ab von $[L01(\text{AVOL}) - L02(\text{AVOL})]$ dazu, sich in der nächsten Periode fortzusetzen. Änderungen der Kapazitätsauslastung gehen in aller Regel mit Überstunden oder mit der Rücknahme von Kurzarbeit einher.

4.7 Gesamtwirtschaftliche Offene Stellen (OFST)

Die offenen Stellen sind eine bewegliche, konjunkturnahe Größe, die zu Überreaktionen tendiert. Wird ein Aufschwung erwartet, werden angesichts ungewisser Vermittlungserfolge der Arbeitsverwaltung häufig mehr offene Stellen gemeldet, als man wirklich braucht. Das Umgekehrte findet bei einem sich abzeichnenden Konjunkturabschwung statt. Man erkennt diese Überreaktion daran, dass der Koeffizientenschätzwert der zweiten autoregressiven Komponente $L01(D(OFST))$ größer ist als 1 ($1.13=0.95*1.19$).

$$\begin{aligned}
 OFST = & -15552 + 0.95*[L02(OFST)+1.19*L01(D(OFST))] + 2.84*[L02(IALL)+1.54*L01(D(IALL))] \\
 & (-9.7) \quad (50.3) \qquad\qquad\qquad (11.6) \\
 & + 47557*D[W(BIP)] + 2.07*L01(ALR) - 17407*(S67-S69) + 19108*(S68+0.35*S98) - \\
 & (4.5) \qquad\qquad (4.1) \qquad\qquad (-13.3) \qquad\qquad (10.7) \\
 & 10400*(S71+S74) + u \\
 & (-6.8)
 \end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$R^2 = 0.9933$; $\bar{R}^2 = 0.9914$; DW nicht anwendbar
 $JBT = 0.78$; $BGT = 3.93$; $RST = 0.21$

Prüfmaße Totalsimulation:

$MPF = 9.7\%$; $TUK = 0.0327$; $KK = 0.9919$

Die Sensibilität der offenen Stellen gegenüber Konjunktumschwüngen zeigt sich an zwei Regressoren, der Befragungs- bzw. Stimmungsvariablen IALL und der ersten Differenz der Wachstumsrate des nominalen Bruttoinlandsproduktes $D[W(BIP)]$. Das nominale BIP ist ein Ausdruck für die gesamtwirtschaftliche Nachfrage- bzw. Umsatzentwicklung. Die erste Differenz der Wachstumsrate hat die charakteristische Eigenschaft, in Aufschwungzeiten größer und in Abschwungzeiten kleiner als Null zu sein.²² Aus diesem Grunde ist der aus der Schätzung resultierende positive Koeffizient zwingend.

Bei dem IALL-Regressor handelt es sich um ein vom Institut für Demoskopie in Allensbach jeweils zum Jahresende repräsentativ erhobenes Meinungsbild in der Bevölkerung, ob man dem kommenden Jahr mit Hoffnungen oder Befürchtungen entgegen sehe. Die Zeitreihe der prozentualen Anteile „mit Hoffnungen“, oben in Gestalt der Verbundvariablen $[L02(IALL)+1.54*L01(D(IALL))]$, sind seit langer Zeit ein stabiler und relativ treffsicherer Indikator der erwarteten Konjunktorentwicklung, genauer der erwarteten Kapazitätsauslastung in Industrie und Handwerk. Steigt IALL um zehn Prozentpunkte, dann nimmt die Kapazitätsauslastung im kommenden Jahr ceteris paribus um gut 2 Prozentpunkte zu und umgekehrt. IALL schaut mithin in der Zeit nach vorne hat dadurch den Charakter einer Art Lead-Variablen.

In der Wirtschaft findet seit den neunziger Jahren bekanntlich ein Personalaustausch in den Betrieben alt gegen jung statt. Auf der einen Seite setzt man im Konjunkturabschwung ältere Arbeitnehmer frei und sucht beim Anbruch besserer Zeiten Ersatz unter jungen, qualifizierten Kräften. Der diese Verhaltensweise am besten approximierende Regressor findet sich in Gestalt der ALR, die wie oben dargestellt, selbst in hohem Maße konjunkturreagibel sind. Die aus dem Schätzprozess resultierende, bestmögliche Lagform ist $L01(ALR)$.

²² Vgl. dazu WAGNER (1972), S. 4 ff.

Nach dem Prognoseprogramm des MEBA-Systems ergibt sich aus der Totalsimulation eine mittlere Fehlprognose von 9.7 %. Dies ist ungewöhnlich hoch. Allerdings muss man den Bewegungsablauf der offenen Stellen berücksichtigen. In den ersten Jahren bis 1973 betragen sie knapp 600 Tsd., sanken bis 1980 und dann noch einmal bis 1989 jeweils auf ungefähr die Hälfte (300 Tsd., 150 Tsd.) um sich bis 1998 wieder zu verdoppeln (etwa 300 Tsd.). Die Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung der Ex-post-Prognosefehler aus der Totalsimulation beträgt 25 Tsd. D. h. im Mittel weichen die Prognosen um 25 Tsd. nach oben und unten vom tatsächlichen Verlauf der offenen Stellen ab. Bezieht man diese Zahl auf den Mittelwert der Abhängigen (339 Tsd.), dann ergibt sich ein durchschnittlicher Prognosefehler von 7,4 %. Der Standardfehler der Regression betrug im Vergleich dazu etwa 17 Tsd. oder 5 % des Mittelwertes. Berechnet man, wie oben bei den Arbeitslosen vorgeschlagen, den spezifischen Prognosefehler für das Jahrzehnt 1989 - 1998, dann ergeben sich Abweichungen von rund 4 %. Dies ist immer noch zu viel. Auch der Theilsche Ungleichheitskoeffizient liegt mit 0.0327 in keinem günstigen Bereich.

Allerdings sind die offenen Stellen keine Variable mit statistisch harter Substanz wie es beispielsweise die gezählten Arbeitslosen sind, sondern eher eine flüchtige Größe. Hart dürfte allein der Trend bzw. ihr Gradient sein. Es hätte folglich wenig Sinn, nach einem Fehlerkorrekturmodell für die Verhaltensgleichung zu suchen. Eine als besetzbar gemeldete Stelle ist nicht einklagbar; der meldende Betrieb kann sie vielmehr jederzeit zurückziehen. Angesichts dieser Unbestimmtheit ist ihre „natürliche“ Residualvarianz vermutlich größer als sonst.

Untersucht man die Fehlprognosen im Zeitablauf genauer, stellt man eine Besonderheit fest: Das Modell ist derzeit noch unvollkommen in der Lage, abrupten Auf- und Abschwüngen der offenen Stellen bzw. ihren Wendepunkten flexibel zu folgen. Immer wenn sich eine Richtung umkehrt, sind die Fehlprognosen besonders groß. Und weil Auf- und Abschwünge in der Zeitreihe eher die Regel als die Ausnahme sind, verwundern ungenaue Prognosen nicht. Im MEBA-System wird für jede gemeinsam abhängige Variable nach der Totalsimulation ein Wendepunktindex errechnet. Dieser Index ist gleich 0, wenn alle Zeitreihen-Wendepunkte richtig vorausgesagt worden sind; und 1 ist er im umgekehrten Fall.²³ Der Wendepunktindex bei den OFST ist gleich 0.53, d. h. mehr als jeder zweite Wendepunkt wurde nicht getroffen.

Allerdings könnte dieses Resultat auch die Folge der Linearität des OLS-Schätzers sein. Die Bestimmungsgleichung ist zwar in den Variablen - wegen $D[W(BIP)]$ - nicht-linear, in den Koeffizienten jedoch linear strukturiert. Für die Modellversion PROSY1 wird versucht, hier - wie auch bei anderen kritischen Gleichungen -, mit einer nicht-linearen Koeffizientenschätzung, in welcher die gesamte Regression beispielsweise Exponent einer e-Funktion ist, weiter zu kommen. Ein Indiz für versteckte Nicht-Linearitäten ist der überdurchschnittlich hohe Aufwand an Sprungvariablen, der erforderlich gewesen ist, um Autokorrelationen unter den Residuen der OFST zu unterbinden. Auf die sechs Dummygrößen entfällt ein „Erklärungsanteil“ von 9 %. Der Normalfall ist ein Dummyanteil von unter 1 %. Die Verhaltensgleichung für die offenen Stellen hat noch nicht ihre endgültige Fassung gefunden.

²³ Einzelheiten zur Definition des Wendepunktindex findet man in Teil II, Abschnitt 4.2.

5. Ausgewählte Verhaltensgleichungen aus dem Konjunkturteil des Gleichungssystems

5.1 Überblick

Das Teilmodell über die gesamtwirtschaftliche Entwicklung umschließt neben den Hauptströmen der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung eine Reihe weiterer Erscheinungsformen, die mit Konjunktur und Wachstum verbunden sind. Dazu gehören z. B. Auftragsengpässe, Kapazitätsauslastung, Kapitalstock-Index der industriellen Nettoproduktion und Produktionspotenzial. Wie erinnerlich sind Konjunkturschwankungen Schwankungen im Auslastungsgrad des Produktionspotenzials. Da Ausrüstungsinvestitionen zinsreagibel sind, wird im Gleichungssystem ein langfristiger Zinssatz gebraucht, der seinerseits wiederum die Endogenisierung der Geldmenge (M3) erforderlich macht.

Die Basis zur Modellierung der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ist das reale Bruttoinlandsprodukt (BIPR). Es wird nicht von der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage aus, sondern in Form einer linearen Angebotsfunktion bestimmt. In sie gehen neben den Einsatzmengen von Produktionsfaktoren auch Wahlhandlungen auf der Grundlage von Erwartungen über den weiteren Konjunkturverlauf ein. Als approximativer Ausdruck für den Produktionsfaktor Kapital dient das Produkt aus Kapitalstock und Auslastungsgrad ($KS \cdot KAP1$). Der Produktionsfaktor Arbeit wird danach unterschieden, ob es sich um akademisch geschulte (ETHS) oder um Absolventen der Lehre-/Meisterausbildung (ETLM) handelt. Die Beschäftigten ohne abgeschlossene Berufsausbildung (ETUN) bleiben unberücksichtigt. Sie sind - so die Hypothese - ausreichend verfügbar und haben keinen beschränkenden Einfluss auf die unternehmerischen Entscheidungen.

Da somit der qualifizierte Teil der Erwerbstätigen der eigentliche Produktionsfaktor ist, haben auch die gesamtwirtschaftlichen Bildungsausgaben den Charakter eines Produktionsfaktors. Sie umfassen an sich nicht nur die staatlichen, sondern auch die Weiterbildungsausgaben von Privatpersonen und vor allem die betrieblichen Leistungen für das Lehrlingswesen und für die Weiterbildung der Belegschaft. Für die privaten und betrieblichen Qualifizierungen gibt es leider keine geschlossene Zeitreihe, sondern nur Angaben für einzelne Stichjahre. Verfügbar ist jedoch das öffentliche Bildungsbudget (BILB) in der Abgrenzung der staatlichen Ausgaben für den Bildungsbereich gemäß Bildungsgesamtplan. Man hat somit keine andere Wahl, als BILB zur Proxy-Variablen für die nicht vorhandenen gesamtwirtschaftlichen Bildungsausgaben zu machen. Dieses Bildungsbudget ist infolgedessen Gegenstand einer weiteren Verhaltensgleichung.

Vom realen Bruttoinlandsprodukt gelangt man über den zugehörigen Preisindex (PBIP) zum Bruttoinlandsprodukt in jeweiligen Preisen (BIP). Der weitere Erklärungsgang im Submodell läuft ausschließlich über Variablen in laufenden Preisen. Das sind zunächst die verwendungsseitigen Komponenten des nominalen Bruttoinlandsproduktes: Der private und staatliche Konsum (CPR und CST), die Anlageinvestitionen (Ausrüstungen IAUS und Bauten IBAU), Vorratsänderungen (IVOR) sowie der Außenbeitrag (Exporte EX abzüglich Importe IMP). Das sind ferner die Komponenten der Einkommensverteilung (Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit BEUA und aus Unternehmertätigkeit und Vermögen BEUV), das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte (EVFG) sowie die Staatseinnahmen (SEIN) und Staatsausgaben (SAUS). Daneben gibt es noch Bestimmungsfunktionen für abgeleitete Variablen, die in anderen Gleichungen Regressoren sind, wie z. B. die Lohn- (LQOT) oder Gewinnquote (GQOT).

Die folgende Auflistung zeigt, wie sich die gesamtwirtschaftlichen gemeinsam abhängigen Variablen auf Verhaltensgleichungen und Definitionen verteilen. Die Zahl der Verhaltensgleichungen beträgt 29. Unter den 22 Definitionsgleichungen sind allein 18, die nur deswegen entstehen, weil die endogenen Größen der Verhaltensgleichungen erste Differenzen sind und die zugehörigen Niveaugrößen mithin Definitionen sein müssen. Zählt man letztere nicht mit, besteht das Konjunktur-Submodell aus 33 Gleichungen.

(1)	BIPR	Bruttoinlandsprodukt in Preisen v. 1991	→ Verhaltensgleichung
Gemeinsam abhängige Variablen in laufenden Preisen:			
(2)	D(CPR)	Privater Konsum	→ Verhaltensgleichung
(3)	CPR	$:= L01(CPR) + D(CPR)$	
(3)	D(IAUS)	Ausrüstungsinvestitionen	→ Verhaltensgleichung
(4)	IAUS	$:= L01(IAUS) + D(IAUS)$	
(5)	D(IBAU)	gesamte Bauinvestitionen	→ Verhaltensgleichung
(6)	IBAU	$:= L01(IBAU) + D(IBAU)$	
(7)	D(BAUI)	Industrielle Bauten	→ Verhaltensgleichung
(8)	BAUI	$:= L01(BAUI) + D(BAUI)$	
(9)	IANL	$:= IAUS + IBAU$	
(10)	BAUSW	$:= IBAU - BAUI$	
(11)	D(CST)	Staatlicher Konsum	→ Verhaltensgleichung
(12)	CST	$:= L01(CST) + D(CST)$	
(13)	IVOR	Vorratsänderungen	→ Verhaltensgleichung
(14)	EX	Exporte	→ Verhaltensgleichung
(15)	D(IMP)	Importe	→ Verhaltensgleichung
(16)	IMP	$:= L01(IMP) + D(IMP)$	
(17)	BIP	$:= CPR + CST + IANL + IVOR + EX - IMP$	
(18)	D(SAUS)	Staatsausgaben	→ Verhaltensgleichung
(19)	SAUS	$:= L01(SAUS) + D(SAUS)$	
(20)	D(SEIN)	Staatseinnahmen	→ Verhaltensgleichung
(21)	SEIN	$:= L01(SEIN) + D(SEIN)$	
(22)	D(PBIP)	Preisindex für das BIP	→ Verhaltensgleichung
(23)	PBIP	$:= L01(PBIP) + D(PBIP)$	
(24)	AEIR	Auftragseingang real Inland	→ Verhaltensgleichung
(25)	AEGR	Auftragseingang real gesamt	→ Verhaltensgleichung
(26)	NEP	Index d. industriellen Nettoproduktion	→ Verhaltensgleichung
(27)	D(KAP1)	Kapazitätsauslastung Industrie	→ Verhaltensgleichung
(28)	KAP1	$:= L01(KAP1) + D(KAP1)$	
(29)	KAP2	Auslastung d. Produktionspotenzials	→ Verhaltensgleichung
(30)	D(KS)	Kapitalstock	→ Verhaltensgleichung
(31)	KS	$:= L01(KS) + D(KS)$	
(32)	D(PPOT)	Produktionspotenzial gesamt	→ Verhaltensgleichung
(33)	PPOT	$:= L01(PPOT) + D(PPOT)$	
(34)	BILB	Bildungsbudget	→ Verhaltensgleichung
(35)	D(KOST)	Kostenentwicklung, gesamt	→ Verhaltensgleichung
(36)	KOST	$:= L01(KOST) + D(KOST)$	
(37)	LANG	Langfristiger Zinssatz	→ Verhaltensgleichung
(38)	BWDQ	Quote des Dienstleistungssektors	→ Verhaltensgleichung
(39)	LQOT	Lohnquote	→ Verhaltensgleichung
(40)	GQOT	Gewinnquote $:= 100 - LQOT$	
(41)	D(VEIN)	Volkseinkommen	→ Verhaltensgleichung
(42)	VEIN	$:= L01(VEIN) + D(VEIN)$	

(43)	BEUA	Brutto-E aus unselbstständiger Arbeit	:= LQOT*VEIN/100
(44)	D(EVFG)	Verfügbares Einkommen	→ Verhaltensgleichung
(45)	EVFG	:= L01(EVFG) + D(EVFG)	
(46)	D(GEWB)	Bruttogewinne	→ Verhaltensgleichung
(47)	GEWB	:= L01(GEWB) + D(GEWB)	
(48)	D(M3)	Zentralbankgeldmenge M3	→ Verhaltensgleichung
(49)	M3	:= L01(M3) + D(M3)	
(50)	D(BEUV)	Brutto-E. a. U-Tätigkeit und Vermögen	→ Verhaltensgleichung
(51)	BEUV	:= L01(BEUV) + D(BEUV)	

Von den endogenen Modellgrößen werden aus Platzgründen im Folgenden nur das Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 (BIPR), der Preisindex des Bruttoinlandsprodukts (PBIP) sowie das Bildungsbudget (BILB) einer Einzelbetrachtung unterzogen. Um eine Vorstellung von den Ex-post-Prognosen zu vermitteln, werden neben den Gütekennziffern der Prognose-Genauigkeit (MPF, TUK, KK) für diese drei Bestimmungsfunktionen noch die Gütekennziffern für eine Reihe anderer Modellvariablen hinzu gefügt, die typisch für die Arbeitsweise des Konjunkturteils sind. Dazu gehören die Komponenten des nominalen Bruttoinlandsproduktes und der Einkommensverteilung, die Kapazitätsauslastung (KAP1), der gesamtwirtschaftlichen Kapitalstock (KS), die Geldmenge (M3) sowie der langfristige Zinssatz (LANG).

5.2 Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1991 (BIPR)

$$\begin{aligned}
 \text{BIPR} = & 409.4 + 0.16*[L01(KS)*KAP1]/100 + 0.06*L01(ETHS) + 0.02*ETLM + 0.03*BILB + \\
 & (11.3) \quad (10.5) \qquad \qquad \qquad (3.0) \qquad \qquad \qquad (7.4) \qquad \qquad \qquad (7.0) \\
 & 7.72*L01(AEGR) - 11.0*L01[D(LOMB)] + 7.83*L01[W(M3)] + \\
 & (12.1) \qquad \qquad \qquad (-5.2) \qquad \qquad \qquad (6.0) \\
 & 57.1*(S71-0.85*s75-0.72*S82) + \hat{u} \\
 & (4.9)
 \end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$$R^2 = 0.9994; \bar{R}^2 = 0.9993; DW = 1.92$$

$$JBT = 2.03; BGT = 0.08; RST = 1.83$$

Gütekennziffern Totalsimulation

$$MPF = 1.31; TUK = 0.0077; KK = 0.9985$$

Die BIPR-Funktion beschreibt das Angebotsverhalten der aggregierten Wirtschaft. Der wichtigste Bestimmungsfaktor, gemessen am Erklärungsanteil von 59 %, ist das eingesetzte Realkapital. Der dazu verwendete Erklärungsfaktor ist das Produkt aus dem Kapitalstock der Vorperiode und dem Auslastungsgrad der laufenden ($L01(KS)*KAP1$). Zwischen $L01(KS)$ und KS liegen die realen Nettoinvestitionen. Man muss davon ausgehen, dass sie nicht unverzögert produktionswirksam sind. Daher ist $L01(KS)$ plausibel. $KAP1$ bezieht sich nur auf die Kapazitätsauslastung in der Industrie. Aus diesem Grunde ist $L01(KS)*KAP1$ eine approximative Erklärungsvariable.

Im Gleichungssystem spielen die nach beruflicher Ausbildung unterschiedenen Erwerbstätigen, also die ET mit Hochschulischer (ETHS), mit Lehre-/Meisterausbildung (ETLM) und die unqualifizierten Personen (ETUN), eine große Rolle. In die obige Bestimmungsfunktion

konnten auf Grund des theoretischen Ansatzes nur die Erwerbstätigen herein genommen werden, die „knapp“ sind. Die diesbezüglichen Knappheitsverhältnisse ändern sich zwar im Lauf der Zeit etwas. Doch auf die Dauer und im Durchschnitt sind die beruflich voll qualifizierten Personen die eigentlich knappen. Dagegen sind die ETUN mehr oder weniger unbegrenzt verfügbar. Man sieht dies z. B. an der zeitlichen Entwicklung der Langzeitarbeitslosen (ALLZ), die zu einem wesentlichen und im Zeitablauf wachsenden Teil aus beruflich unqualifizierten Erwerbstätigen bestehen. Die beiden Regressoren L01(ETHS) und ETLM kommen zusammen auf einen Erklärungsanteil von 13 %.

Auch das Bildungsbudget (BILB) ist, weil nur aus dem staatlichen Teil bestehend, eine approximative Bestimmungsgröße. Der Erklärungsanteil erscheint mit 6% relativ klein. Allerdings repräsentiert BILB nur die laufenden Bildungsinvestitionen. Die in den Erwerbstätigen akkumulierten Qualifikationen sind, vergleichbar einem Maschinenpark, bestands- und abschreibungswirksam und verkörpern daher die Restwerte von Bildungsinvestitionen der Vergangenheit.²⁴

Es liegt nahe zu vermuten, dass auch Erwartungen im Hinblick auf die zukünftigen Umsatzchancen die laufende Produktion beeinflussen. Erwartungen sind in der Ökonometrie, weil unbeobachtbar, ein letztlich wenig befriedigendes Feld. Sie hängen mit den Realisationen von typischen Schlüsselvariablen ab. Welche das sind, kann man nur mit Erfahrungswissen begründen. Die folgenden drei haben zumindest aus dieser Perspektive heraus einiges an Plausibilität für sich. Der mit ihnen verbundene Erklärungsanteil beträgt knapp 22 %.

An erster Stelle steht der Volumenindex des inländischen und ausländischen Auftragseingangs L01(AEGR). Anstiege dieser Größe im Vorjahr werden im laufenden abgewickelt. Sie dürften jedoch auch Auslöser für die Erwartung sein, dass der Anstieg noch eine gewisse Zeit anhält und umgekehrt. Ein zweiter erwartungsprägender Indikator wird man in der Entwicklung von Zentralbankzinsen, die bekanntlich Signale setzen, zu suchen haben. Der im Gleichungssystem PROSY0 die Geldpolitik repräsentierende Zinssatz ist der Lombardsatz (LOMB) der Bundesbank. Dieser Zinssatz ist nicht nur von Einfluss auf die Aktienmärkte und die internationalen Kapitalbewegungen, er ist auch der mit Abstand wichtigste Bestimmungsfaktor des langfristigen Zinssatzes, der seinerseits (Bauwirtschaft, langfristige Konsumgüter) für das Auf und Ab der Produktion mit verantwortlich ist. Hier geht es jedoch nicht um die Kostenwirksamkeit von Zinssätzen, sondern um die Entstehung von Erwartungen. Die Unternehmer antizipieren reale Nachfrageeffekte der Zinsentwicklung und stellen sich beizeiten darauf ein. Die erste Differenz des Lombardsatzes L01[D(LOMB)] erwies sich als die bestmögliche Lagform des sich durch ein Minuszeichen ausweisenden Koeffizienten. Die dritte und letzte Erwartungsvariable ergibt sich aus dem Anstieg (oder Rückgang) der Geldmenge L01[(W(M3))]. Sie ist sowohl Ausdruck der Geldpolitik, als auch Ausdruck der Umsatz- und Liquiditätsentwicklung bzw. des für die Planung so wichtigen cash-flow. Steigende Liquidität (= Geldvermögen) wird von den Betrieben zunächst auf dem Geldmarkt „geparkt“, früher

²⁴ Um sich eine Vorstellung davon zu verschaffen, wie ein solcher Restwert aussehen könnte, setzt man einige Vereinfachungen. Zu diesem Zweck sei angenommen, dass die durchschnittlichen Realkosten von Investitionen in die Bildung pro Kopf im Zeitablauf gleich bleiben und die erlernte Kompetenz (Kenntnisse, Fertigkeiten, Erfahrungen) wie der Maschinenpark eines Betriebes je nach Altersstruktur degressiv abgeschrieben werden muss. Danach wäre der Wert der Berufsbildung der ältesten Erwerbspersonen von 50-60 Jahren beispielsweise noch etwa zwei Drittel (65 %) wert. Die Altersgruppe von 40-50 Jahre käme auf einen Restwert von - sagen wir - 70 %, die nächst Jüngeren (30-40 Jahre und 20-30 Jahre) auf 80 und 100 %. Die so bewerteten Erwerbstätigen wären die Produktsumme $E(i)*r(i)$ mit i = Altersgruppe und $r(i)$ = altersspezifischer Abschreibungssatz. Je nach Altersstruktur hätten die Erwerbstätigen des Zeitpunktes t eine unterschiedliche Zeitwertsumme. Leider gibt es für die Prämissen des Restwertmodells keine statistischen Informationen.

oder später jedoch in Realvermögen, d. h. in produktionswirksame Investitionen oder Beteiligungen umgewandelt. Die damit erzielbaren Renditen sind in aller Regel größer als die Kapitalmarktrenditen.

Die sich aus der Schätzung ergebenden Regressoren haben im Hinblick auf die Blockstruktur des Gleichungssystems eine unvermeidliche Konsequenz.: In einem bis dahin rekursiven Modell entsteht ein 24 Gleichungen umfassender interdependenter Zwischenblock. Die Ursachen dafür sind die unverzögerten Größen KAP1 und ETLM. Es liegt in der Natur der Sache, wenn die Sozialproduktentwicklung in laufender Periode vom Auslastungsgrad und von der Beschäftigung und umgekehrt, der Auslastungsgrad und die Beschäftigung in laufender Periode von der Sozialproduktentwicklung abhängen. Würde man die beiden Größen durch Verzögern wie z. B. L01(KAP1) und L01(ETLM) abwandeln, bliebe auch im Konjunkturteil die Rekursivität erhalten. Doch in der Lagwahl ist man nicht frei. Die diesjährige Produktion kann nicht durch den Auslastungsgrad des letzten Jahres erklärt werden. Auch im Hinblick auf ETLM ist die unverzögerte Variable plausibler als eine verzögerte. Allerdings hängt die Interdependenz letztlich an einem „seidenen Faden“. Tests mit einem simultanen Schätzverfahren (Fixpunktmethod) haben gezeigt, dass zwischen OLS- und Fixpunktstruktur der Gleichungen in den Prognosen keine großen Unterschiede bestehen und man die OLS-Koeffizienten bei der Totalsimulation des Gleichungssystems, zumindest in der Fassung von PROSY0, beibehalten kann.

5.3 Preisindex des Bruttoinlandsproduktes (PBIP)

$$\begin{aligned}
 D(\text{PBIP}) = & -1.78 + 0.12 \cdot L01(\text{PBIP})/10 - 0.39 \cdot [D(\text{LANG}) + 3.0 \cdot L01(D(\text{LANG}))]/1000 + \\
 & (-6.5) \quad (14.4) \quad (-5.2) \\
 & 0.47 \cdot [D(\text{LSTK}) + 0.48 \cdot L01(D(\text{LSTK}))]/100 + 1.65 \cdot L02[W(\text{WK})] + \\
 & (46.4) \quad (6.4) \\
 & 0.40 \cdot [D(\text{M3}) + 0.6 \cdot L01(D(\text{M3})) + 0.72 \cdot L02(D(\text{M3})) - 1.63 \cdot L03(D(\text{M3}))]/10000 - \\
 & (11.9) \\
 & 1.43 \cdot (\text{S87} - 0.7 \cdot \text{S89} - 0.28 \cdot \text{S69}) \\
 & (-13.1)
 \end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$$\begin{aligned}
 R^2 = 0.9891; \quad \bar{R}^2 = 0.9867; \quad \text{DW} = 2.04 \\
 \text{JBT} = 2.02; \quad \text{BGT} = 4.54; \quad \text{RST} = 0.31
 \end{aligned}$$

Güte-Kennziffern Totalsimulation für die Niveauvariable PBIP:

$$\text{MPF} = 0.24 \% ; \quad \text{TUK} = 0.0012; \quad \text{KK} = 1.000$$

Die D(PBIP)-Funktion ist trotz der kompliziert erscheinenden Regressorstruktur von ihrem theoretischen Ansatz her leicht zu verstehen. Die Preisänderungen hängen zunächst vom in der Vorperiode erreichten Niveau des Preisindex ab. Dann folgt mit einem Minus-Vorzeichen der langfristige Zinssatz in einer gewichteten Lagform auf der Grundlage der ersten Differenz: $D(\text{LANG}) + 2.48 \cdot L01(D(\text{LANG}))$. Zinssteigerungen bremsen, so ist der Gewichtungsfaktor zu verstehen, vor allem in der darauf folgenden Periode den Preisanstieg ab. Gewichtete gleitende Mittelwerte und positive Koeffizienten gelten für die Änderung der Lohnstückkosten $D(\text{LSTK})$. Hier schlägt die laufende Änderung erwartungsgemäß stärker auf die Preise durch als die der Vorperiode. Auch die Wachstumsrate des DM-Dollar-Wechselkurses

erwies sich als preiswirksam. Allerdings ist die aus der Schätzung resultierende Verzögerung von zwei Jahren nur bedingt plausibel. Die an sich sinnvollere Wachstumsrate des Vorjahres hätte jedoch die Autokorrelation der geschätzten Residuen gemäß Breusch-Godfrey-Test ungünstig beeinflusst, weshalb sie verworfen wurde.

Nach den herrschenden Einsichten der modernen Geldtheorie gibt es nicht nur eine enge Wechselwirkung zwischen der Geldmenge M3 und dem Preisniveau, wobei die Umlaufgeschwindigkeit des Geldes als eine relativ konstante Größe angesehen wird. Hinzu kommt, dass der Geldmengeneinfluss einen erheblichen zeitlichen Vorlauf benötigt, bis er sich voll in der Preisentwicklung niederschlägt.²⁵ Da im vorliegenden Fall D(PBIP) die Abhängige ist, sollten die preistreibenden Effekte folglich von D(M3) und zwar auf dem Hintergrund langer Lagbeziehungen ausgehen.

Mit dem Regressor D(M3) wurde in extenso experimentiert. Ein theoretisch und statistisch befriedigendes Ergebnis ergab die folgende zweiteilige Spezifikation. Der erste Teil approximiert die direkten Geldmengeneffekte. Danach läuft der positive Einfluss der Geldmengenänderung auf D(PBIP) über drei Perioden, der laufenden und zwei Verzögerungen (t-1 und t-2). Den negativen Einfluss aus t-3 dagegen, kann man als ein Spiegelbild von rationalen Erwartungen für die unmittelbare, statistisch jedoch noch nicht manifestierte Zukunft interpretieren. Wenn Erwartungen eine gewisse Zeit die Richtung beibehalten haben, werden sie nach allen Erfahrungen instabil. Die Wirtschaftssubjekte wissen, dass die Bäume nicht in den Himmel wachsen. Sie kennen den Rhythmus der Konjunkturzyklen und erwarten nach längstens drei bis vier Jahren den Umschwung. Das aber bedeutet nichts anderes, als dass man für die kommende Zeit von einem Rückgang der Geldmenge ausgeht, der dann D(PBIP) negativ werden lässt.

Erster Teil: $D(M3)+0.60 \cdot L01(D(M3))+0.72 \cdot L02(D(M3)) \rightarrow$ Wirkungsrichtung positiv
 Zweiter Teil: $L03(D(M3)) \rightarrow$ Wirkungsrichtung negativ

Beide Teile zusammengefasst ergeben:
 $\{D(M3)+0.60 \cdot L01(M3)+0.72 \cdot L02(M3))-1.63 \cdot L03(D(M3))\}/10000$. Der Koeffizientenschätzwert der verbundenen Variablen ist gleich 0.42.

Die mit Abstand wichtigste Bestimmungsgröße für die Preisentwicklung ist mit einem Erklärungsanteil von 82 % der Anstieg der Lohnstückkosten. Der autoregressive Faktor und die Geldmengenänderungen kommen auf je 5 %. Die Zinsvariable erreicht 1 % und die Wachstumsrate der Wechselkurse 2 %. Der Rest entfällt auf die Sprungvariablen.

5.4 Bildungsbudget (BILB)²⁶

$$D(BILB) = -948652 - 1.05 \cdot [L02(BILB)+0.80 \cdot L01(D(BILB))] + 72.3 \cdot [L01(LSTK)+(-17.0) \quad (-18.8) \quad (15.2)]$$

²⁵ Vgl. dazu FRIEDMANN/SCHWARTZ (1963) und SAMUELSON/NORDHAUS (1987), S.505 ff. und 518 ff.

²⁶ Das Bildungsbudget setzt sich aus den staatlichen Ausgaben für den gesamten Bildungsbereich zusammen. Hierzu gehören neben der außerschulischen Jugendbildung, das Schul- und Hochschulwesen, die Aus- und Weiterbildung, die Fördermaßnahmen vor allem der BA, die gemeinsame Forschungsförderung von Bund und Ländern sowie Bildungs- und Forschungsausgaben der Wirtschaft. Nicht enthalten sind Verwaltungsausgaben. Einzelheiten zur Definition vgl. BUNDESMINISTERIUM FÜR BILDUNG UND FORSCHUNG: Grund- und Strukturdaten 1999/2000, S. 294 ff.

$$\begin{aligned}
& 2.13 \cdot D(\text{LSTK}) + 299.9 \cdot \text{ALT1} + 27.8 \cdot \text{L01}[\text{D}(\text{VAL})] - 1454.7 \cdot \text{DOS2} + \\
& \qquad \qquad \qquad (16.7) \qquad \qquad (3.7) \qquad \qquad \qquad (-12.1) \\
& - 46848 \cdot (\text{S70} - \text{S75}) - 62076 \cdot (\text{S84} - \text{S88} - 2.0 \cdot \text{S89}) + \hat{u} \\
& \qquad \qquad \qquad (-5.0) \qquad \qquad \qquad (-8.6)
\end{aligned}$$

OLS-Prüfmaße:

$R^2 = 0.9508$; $\bar{R}^2 = 0.9375$; $DW = 2.34$
 $JBT = 0.13$; $BGT = 2.09$ $RST = 0.52$

Güte-Kennziffern Totalsimulation (Niveaugröße BILB):

$MPF = 3.80 \%$; $TUK = 0.0109$; $KK = 0.9988$

Die Bestimmungsgleichung für die erste Differenz des Bildungsbudgets ist eine Schätzung in Anlehnung an die Technik des Fehlerkorrektur-Modells (FKM). Allerdings ist L01(BILB) als Abhängige der inneren Beziehung in die beiden Komponenten $\text{L02}(\text{BILB}) + 0.80 \cdot \text{L01}(\text{D}(\text{BILB}))$ aufgeteilt. Der Grund: Die beiden Komponenten der Verbundvariablen haben signifikant verschiedene Gewichte. Nach den Lehrbuchregeln handelt es sich daher um kein Fehlerkorrekturmodell, obwohl ihr Koeffizient negativ ist. Würde man die beiden Teile zusammenziehen, also L01(BILB) einsetzen, bliebe die Gleichung zwar überzeugend, nur die Anpassung gemäß R^2 sänke um 2.5 Prozentpunkte.

Die ausschlaggebenden Regressoren für die innere Langfristbeziehung - wenn sie denn eine ist - sind die Variablen L01(LSTK) und die Altersgruppe ALT1 (16 bis unter 19 Jahren). Die Lohnstückkosten fungieren als eine Approximation des die Qualifizierung permanent verteuern den technischen Fortschritts. Betriebe können die Kostenwirksamkeit von Löhnen und Gehältern nur wirtschaftlich beherrschen, wenn sie in technisch moderne Anlagen **und** in die Qualifikation der Beschäftigten investieren. Die Lohnstückkosten sind eine Variable, die kurzfristig leichte Rückgänge aufweisen kann, insgesamt jedoch einem nach oben gerichteten „Generalkurs“ folgt. Folglich ist mit hoher Wahrscheinlichkeit davon auszugehen, dass sie früher oder später weiter steigen. Angesichts des Zeitbedarfs von qualifizierenden Maßnahmen bis zu ihrem Wirksamwerden am Arbeitsplatz, dürften die erwarteten Lohnstückkosten für die Dosierung der Bildungsinvestitionen ausschlaggebend sein. L01(LSTK) kann man insoweit als einen Näherungswert für diese Erwartungen ansehen.

Der zweite Regressor für den „inneren Teil“ der Gleichung ist die Altersgruppenvariable ALT1 (16 bis unter 19 Jahren). Laut FKM-Ansatz müsste sie eigentlich verzögert auftreten. Setzt man jedoch L01(ALT1) ein, sinkt das Bestimmtheitsmaß spürbar. Allerdings handelt es sich beim Bildungsbudget um staatliche Ausgaben in der Abgrenzung des Bildungsgesamtplans. Unklar ist, ob es sich dabei immer um Ist- und nicht auch um Soll-Zahlen handelt. In jedem Fall sind die Ausgaben Resultate von Haushaltsplänen, die zeitlich nach vorne gerichtet sind. Insofern erfüllt ALT1 die Aufgabe einer geplanten (erwarteten) Größe.

Das Gleichgewicht kurzfristig störende Anstöße ergeben sich einerseits aus L01[D(VAL)], den so genannten versteckten Arbeitslosen, hinter der in großem Umfang Weiterbildungs- und Fördermaßnahmen der Bundesanstalt für Arbeit, die Teil des Bildungsbudgets sind, stehen. Andererseits kommen Anstöße aus den neuen Ländern. DOS2 ist jedoch die bis 2000 aus dem System hinauswachsende Variante. Die Sondereinflüsse konvergieren daher gegen Null.

5.5 Ex-post-Prognosen für weitere typische Variablen des Konjunkturteils

Um einen Eindruck von den übrigen Bestimmungsfunktionen des Submodells zu vermitteln wird aus Platzgründen bei ihnen nur auf die Güte-Kennziffern gemäß Totalsimulation abgestellt. Im ersten Teil der folgenden Tabelle findet man die Komponenten des nominalen BIP: Privater und Staatlicher Konsum (CPR, CST), Ausrüstungsinvestitionen und Bauten (IAUS, IBAU) sowie Export und Import (EX, IMP). Der zweite Teil repräsentiert die funktionale Einkommensverteilung mit den Komponenten des Volkseinkommens (VEIN), Bruttoeinkommen aus unselbstständiger Arbeit (BEUA) und Bruttoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen (BEUV) sowie mit der gesamtwirtschaftlichen Lohnquote (LQOT). Der letzte Teil schließlich setzt sich aus sonstigen, wichtigen Modellgrößen zusammen: Die Kapazitätsauslastung in der Industrie (KAP1), der Auslastungsgrad des Produktionspotenzials (KAP2), der Kapitalstock (KS), die Zentralbankgeldmenge M3 sowie der langfristige Zinssatz (LANG).

Tabelle III.11 Ex-post-Prognosen aus dem Konjunkturteil

	MPF (%)	TUK	KK
CPR	1.87	0.0073	0.9996
CST	2.37	0.0068	0.9997
IAUS	3.66	0.0143	0.9984
IBAU	4.39	0.0164	0.9978
EX	2.95	0.0094	0.9993
IMP	3.63	0.0116	0.9993
BIP	1.97	0.0071	0.9996
BEUA	2.01	0.0081	0.9997
BEUV	3.35	0.0135	0.9988
VEIN	1.84	0.0066	0.9993
LQOT	0.50	0.0032	0.9904
KAP1	0.94	0.0062	0.9644
KAP2	1.70	0.0102	0.6843
KS	1.16	0.0056	0.9999
M3	2.02	0.0070	0.9999
LANG	3.30	0.0202	0.9765

Die mittleren prozentualen Prognosefehler MPF liegen im Schnitt zwischen 1 und 2 Prozent, mit den drei Maximalabweichungen: IAUS 3.7 %; IBAU 4.4 % und LANG 3.3 %. Die Theilschen-Ungleichheits-Koeffizienten sind, die drei genannten Größen wiederum ausgenommen, größtenteils kleiner als 0.01 und die Korrelationskoeffizienten zwischen tatsächlichen und prognostizierten Zeitreihen sind mehrheitlich größer als 0.999.

6. Simulationsanalysen für im Modell verankerte Instrumentvariablen

6.1 Zur Methode

Die Prozeduren zum simulativen Einsatz eines ökonometrischen Gleichungssystems und zur Durchführung von Wirkungsanalysen kann man sich am einfachsten an einem streng linearen Modell vergegenwärtigen, das sich eindeutig nach den gemeinsam abhängigen Variablen auflösen lässt. Das Ergebnis dieser Auflösung nennt man reduzierte Form. Die reduzierte Form

besteht wie die Ausgangsform aus m Gleichungen für die gemeinsam abhängigen Variablen $Y_{t,i}, i = 1, \dots, m$. Auf der rechten Seite wurden durch die Auflösung die gemeinsam abhängigen Variablen eliminiert, sodass dort nur noch p Instrumentvariablen $IN_{t,i}, i = 1, \dots, p$, und die sonstigen, in $EX(t)$ bzw. in $YV(t)$ zusammengefassten q exogenen bzw. r verzögert endogenen Größen sowie die Störvariablen $v_{t,i}, i = 1, \dots, m$, stehen. Darin sind die $v_{t,i}$ Linearkombinationen der ursprünglichen $u_{t,i}$.

Angenommen die Instrumentvariablen $IN_{t,i}$ setzen sich wie in PROSY0 aus vier Instrumenten zusammen: UBS für die überbetriebliche Berufsausbildung, INFP für die individuelle Ausbildungsförderung der Bundesanstalt für Arbeit, SBAF für das Schüler-BAföG und LSTK für die gesamtwirtschaftlichen Lohnstückkosten. Dann könnte man die m verschiedenen Funktionen einer reduzierten Form abgekürzt, d. h. mit der ersten und letzten Gleichung, wie folgt schreiben:

$$\begin{array}{rcl}
 Y_{t,i} & = & f_i [UBS_t, INFP_t, SBAF_t, LSTK_t, EX(t), YV(t)] + v_{t,i} \\
 \cdot & & \cdot \\
 \cdot & & \cdot \\
 Y_{t,m} & = & f_m [UBS_t, INFP_t, SBAF_t, LSTK_t, EX(t), YV(t)] + v_{t,m}
 \end{array}$$

Darin sind die $f_i, i=1, \dots, m$ die Funktionen, die in der reduzierten Form den Zusammenhang zwischen der i -ten gemeinsam abhängigen Variablen $Y_{t,i}$ einerseits und den Instrumentvariablen, den exogenen und den verzögerten gemeinsam abhängigen Variablen andererseits herstellen. Setzt man in diese reduzierte Form, statt der Beobachtungsreihen, Alternativwerte für die Instrumentvariablen, z. B. für die UBS einen festen Prozentsatz erhöht oder abgesenkt, um heraus zu bekommen, wie sehr die Ausbildung im Handwerk auf die Änderung der Fördersummen reagiert, kann man die Auswirkungen auf $Y_{t,i}$ direkt mittels Elastizitäten errechnen. Man könnte, um ein anderes Beispiel zu nennen, auch fragen, wie groß die Nachfrage nach Ausbildungsplätzen gewesen wäre, wenn es die Entlastungswirkung des Schüler-BAföG nicht gegeben hätte.

Nun ist PROSY0 kein lineares, sondern ein in den Variablen nicht-lineares Gleichungssystem, in welchem die reduzierte Form nicht existiert und der Auflösungsvorgang durch einen iterativen, nach einer begrenzten Schrittfolge konvergierenden Lösungsalgorithmus (z. B. den Gauss-Seidel-Algorithmus) ersetzt werden muss. Die Logik der Vorgehensweise ist jedoch die gleiche: Man ändert die Instrumente ab und das Prognoseprogramm des MEBA-Systems berechnet die Auswirkungen.

6.2 Wirkungsanalysen

Die Simulation von Wirkungsanalysen erfolgt, wie oben beschrieben, durch gezielte Änderungen der Instrumentvariablen des Gleichungssystems. Der Anstieg der Lohnstückkosten (LSTK) wird ab 1989 angehalten. Die verausgabten Fördermittel für die überbetriebliche Berufsausbildung (UBS) werden ab 1989 gegenüber den tatsächlichen Werten um 10 % erhöht. Die Ausgaben der individuellen Ausbildungsförderung durch die Bundesanstalt für Arbeit (INFP) werden halbiert und das Schüler-BAföG gleich Null gesetzt. Die Konsequenzen dieser Maßnahmen werden ab 1990, d. h. nachdem sie ihre volle Wirkung erzielt haben, untersucht.

a) Lohnstückkosten

Der Anstieg der tatsächlichen LSTK betrug im Jahresmittel 1989-1998 rund 1.5 %. Der relativ niedrige Wert ist das arithmetische Mittel aus den prozentualen Anstiegen bis 1995 und den Rückgängen ab 1996.

Tabelle III.12 Zeitreihe der Lohnstückkosten (LSTK)

	Tatsächliche Reihe	Geänderte Reihe
1985	89.00	89.00
1986	91.20	91.20
1987	93.60	93.60
1988	93.60	93.60
1989	94.30	93.60
1990	96.30	93.60
1991	100.0	93.60
1992	106.3	93.60
1993	110.1	93.60
1994	110.3	93.60
1995	112.6	93.60
1996	112.1	93.60
1997	109.8	93.60
1998	108.9	93.60

Die Modifikation der LSTK wird wie folgt begründet: In den beiden Jahren 1987 und 1988 hatten sich die Lohnstückkosten nicht verändert. Die Modifikation unterstellt, die Löhne und Gehälter hätten sich ab 1989 im Gleichschritt mit der Produktivitätsentwicklung erhöht. Der Anstieg von LSTK wäre dann gleich Null gewesen. Die Fragen an das Gleichungssystem lauten: Wie hätten sich das Ausbildungsplatzangebot, die Neuabschlüsse sowie die Arbeitslosen unter dem Einfluss dieser Sachlage entwickelt?

Tabelle III.13 Auswirkungen von LSTK auf das Angebot GAAX

	Tatsächliche Reihe	Ex-post-Prognose	Simulierte Reihe
1990	659	668	679
1991	748	746	767
1992	722	706	740
1993	656	651	708
1994	622	610	676
1995	617	620	681
1996	609	616	691
1997	613	604	678
1998	636	637	711

Das arithmetische Mittel 1990-1998 der tatsächlichen Angebotsreihe ergibt 653 Tsd., das der Ex-post-Prognosen 651 Tsd. und das der Simulationsrechnung 703 Tsd. Bezogen auf die tatsächlichen Werte beläuft sich der durchschnittliche Anstieg auf rund 7.7%. In anderen Worten: Einem mittleren Rückgang der Lohnstückkosten um 1.5% steht ein mittlerer Anstieg des Ausbildungsplatzangebotes um 7.7% gegenüber. Das entspricht einer geschätzten Elastizität (E) von rund -5.

Führt man die gleiche Rechnung für die Neuabschlüsse im Handwerk (NHW1) sowie für alle Neuabschlüsse (NAA1) durch, erhält man andere Elastizitäten, nämlich -3.3 und -1.3. Die Ursache der Unterschiede zu GAAX hängt von der schwächeren Reaktion der Nachfrage auf (GNA) ab. Die Nachfrage verändert sich nur indirekt unter dem Einfluss der Lohnstückkosten. Die Unterschiede zwischen den Neuabschlüssen im Handwerk und denen des dualen Systems insgesamt kommen zustande, weil die Lohnstückkosten praktisch nur im Handwerk ein wichtiger Verhaltensparameter sind.

Von Interesse sind auch die konjunkturellen Effekte konstanter Lohnstückkosten. Der Einfluss erwies sich auf dem Hintergrund des Gleichungssystems als sehr viel geringer als man dies gemeinhin erwartet. Die Arbeitslosen insgesamt wären zwar um 2,6 % niedriger ($E = -1.7$), und auch die Zahl der Erwerbstätigen wäre etwas höher. Doch das reale Wachstum des Bruttoinlandsproduktes würde sich von dem unter den tatsächlichen Lohnstückkosten erwirtschafteten nicht nennenswert unterscheiden.

b) Überbetriebliche Berufsausbildung (UBS)

Die UBS-Förderung ist lediglich für das Handwerk ein gewichtiger Faktor. Zwar gibt es auch in der Industrie und in der Landwirtschaft Förderprogramme. Die Effekte sind jedoch sehr gering; sie gehen nur wenig über die Nachweisgrenze hinaus.

Tabelle III.14 Zeitreihe der UBS-Förderung

	Tatsächliche Reihe	Geänderte Reihe (ab 1989 tatsächliche Reihe * 1.1)
1985	158.1	158.1
1986	116.8	116.8
1987	91.9	101.1
1988	61.6	67.8
1989	86.5	95.1
1990	81.5	89.7
1991	120.7	132.8
1992	138.5	152.3
1993	127.3	140.0
1994	122.0	134.2
1995	139.9	153.9
1996	120.5	132.6
1997	120.2	132.2
1998	125.0	137.5

In der Zeit von 1987 bis 1998 wurden im Handwerk jeweils zum 31.12. im Jahresmittel 206.49 Tsd. Ausbildungsverträge (NHW2) abgeschlossen. Erhöht man die ÜBS-Förderung ab 1987 um 10% und simuliert die Auswirkungen in der beschriebenen Weise, ergeben sich im Jahresdurchschnitt 210.42 Tsd. Ausbildungsverträge im Handwerk. Die prozentuierte Differenz beträgt 1,9 %. Bezogen auf den sie auslösenden Förderanstieg um 10 % bedeutet dies eine Elastizität von 0.19.

c) Individuelle Ausbildungsförderung (INFP) und Schüler-BAföG (SBAF)

Die Wirkungsanalyse für INFP wird nach dem gleichen Muster durchgeführt, wenn auch mit dem Unterschied einer Halbierung der Fördermittel durch die BA. Das Ergebnis: Die neuen Ausbildungsverträge im Handwerk sinken von 1990-1998 im Jahresdurchschnitt um 5,9 %. Bei Halbierung der Fördermittel ab 1989 (= -50 %) ergibt dies eine Förderelastizität von 0.12. Die entsprechenden Förderelastizitäten in Industrie und Handel (Rückgang der Ausbildungsverträge um 2,1 %) betragen $E = 0.04$ und im dualen System insgesamt (-3,1 %) $E = 0.06$. Die Mengenwirkung der individuellen Ausbildungsförderung ist mithin überaus gering. Dies könnte ein erster Hinweis auf beträchtliche Mitnahmeeffekte durch die Fördergeldempfänger sein. Es ist jedoch noch zu früh, darüber ein Urteil abzugeben. In PROSY1 und PROSY2 wird dieses Problem wieder aufgegriffen.

Die Wirkung des Schüler-BAföGs (SBAF) sollte auf dem Lehrstellenmarkt eine entlastende sein. Personen, die an sich eine betriebliche Berufsausbildung anstreben, werden temporär in die beruflichen Schulen umgelenkt. Infolgedessen müssten unter dem Einfluss dieser Instrumentgröße Ausbildungsplatznachfrage und Neuabschlüsse sinken und insbesondere die Schüler im BGJ steigen. Zum Nachweis dieses Zusammenhangs wurde die Variable gleich Null gesetzt. Simuliert wurde folglich ein Berufsbildungssystem ohne Schüler-BAföG.

Als Ergebnis waren zu erwarten: höhere Lehrstellennachfrage, mehr Neuabschlüsse vor allem im Handwerk, geringere Schülerzahlen im BGJ. Die Simulation führte jedoch zu Widersprüchen, sodass auf Elastizitätsberechnungen verzichtet wurde. Die BGJ-Zahlen waren stimmig: $SBGJ(\text{tats.}) > SBGJ(\text{sim.})$ und die Differenz positiv. Die tatsächliche Ausbildungsplatznachfrage jedoch lag über der simulierten, was unplausibel ist. Die Neuabschlüsse im Handwerk schließlich hatten zwar die richtige Differenz, nämlich $NHW1(\text{tats.}) < NHW1(\text{sim.})$. Doch passen unter den Bedingungen der Simulation sinkende Nachfrage und steigende Neuabschlüsse nicht zusammen.

Die Gründe für dieses Resultat liegen vermutlich nicht an den grundsätzlichen Modalitäten des Instrumentes bzw. den Regeln der Anwendung, sondern eher an unerkannten Spezifikationsfehlern im Gleichungssystem. Der Kern des widersprüchlichen Ergebnisses dürfte in der GNA-Funktion zu suchen sein. Die Schüler-BAföG-Variable ist darin korrekt und hoch signifikant verankert. Ihr Einfluss verliert sich jedoch im Zusammenspiel mit den übrigen Regressoren: Autoregressiver Faktor [L01(GNA)], Schulabgänger, [SAOH, SAMH, SA12, L01(SBGJ)] sowie Differenz des Angebots [D(GAAX)]. Beim Vergleich der Erklärungsanteile in dieser Gleichung entfallen allein 64 % auf das autoregressive Element, 27 % auf die Schulabgängervariablen, 6 % auf die Angebotsdifferenz und nur 1 % auf das Schüler-BAföG. Der Rest von 2 % trägt DOS2 bei. Auch dieser Punkt wird eine Aufgabe für PROSY1 und PROSY2 sein.

7. Zusammenfassung und Ausblick auf weitere Arbeiten

Die bisherigen Entwicklungsarbeiten haben gezeigt, dass die Ausgangsfrage des Projektes, nämlich die nach der Machbarkeit eines ökonometrischen Modells für das Berufsbildungswesen in den alten und neuen Ländern bejaht werden kann. Erstellt wurde ein umfassendes, aus einem Zentral- und drei Hilfsmodellen bestehendes Gleichungssystem, das theoretisch begründet, statistisch gesichert und numerisch stabil ist. Die Gesamtheit des Gleichungssystems vermag sowohl die Entwicklung des Lehrstellenmarktes 1965-1998 hinreichend

abhängigen Variablen des Modells zu generieren. Auf dem Weg einer simulativen Lösung des Gleichungssystems wurden nach Vorgabe alternativer Zeitreihen für die im System vorhandenen Instrumente Wirkungsanalysen durchgeführt und einer Plausibilitätsbetrachtung unterzogen. Von der UBS-Förderung einmal abgesehen, haben bildungspolitische Instrumente offenbar nur einen geringen Einfluss. Die größte Wirkung auf die Ausbildungsstellensituation ergibt sich durch eine Lohnpolitik, die sich im Gleichschritt mit der Produktivitätsentwicklung bewegt. Diese Befunde werden bei der weiteren Überarbeitung des Modells einer kritischen Prüfung unterzogen.

Wie im Teil I ausgeführt, sollte ein Gleichungssystem nach den ersten Entwicklungsarbeiten in wenigstens zwei zusätzlichen Update-Runden an der Realität gespiegelt und im Lichte offenkundiger Schätz- und Prognosefehler überarbeitet werden, bis es einsatzfähig ist. Die nunmehr abgeschlossene erste Runde besteht aus den Entwicklungsarbeiten (PROSY0). Die zweite verarbeitet die positiven und negativen Erfahrungen der ersten in das verlängerte Zeitreihenmodell von PROSY1 ein. Die letzte schließlich (PROSY2) hat das endgültige Modell zum Ziel.

Jede Runde besteht aus vier Arbeitsschritten: Verlängerung der Zeitreihen um zwei weitere Jahre; Wiederholung der Systemschätzung und Stabilitätstests; Wiederholung der Prognose-simulationen und Wirkungsanalysen; Schlussfolgerungen. Nach Abschluss von PROSY2 wird der aus Datenbank, Programmen sowie aus Verhaltens- und Definitionsgleichungen bestehende „Apparat“ dem BIBB übergeben.

Die Arbeiten an PROSY1 beginnen nach Vorliegen der Daten für die Jahre 1999 und 2000 Anfang 2002. Laufzeit: Erstes und zweites Quartal. Der zweite, dann jedoch kürzere Projektbericht, wird vor allem auf die Änderungen gegenüber PROSY0 abstellen. PROSY2 beginnt entsprechend im Jahr 2003. Die abschließende Monographie wird Ende 2003 vorliegen.

Ein besonderes Datenbankproblem stellt sich in PROSY1 mit der Aktualisierung der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. In der Nullversion des Gleichungssystems fußte sie noch auf dem alten Kontenrahmen des Statistischen Bundesamtes. Mittlerweile wurden die Zeitreihen auf das Datenschema von Eurostat umgestellt. Bedauerlicherweise hat man die Ergebnisse der Umstellung nur bis zum Jahr 1991 rückgerechnet. Da sich die neue Sektorabgrenzung vor allem im Bereich von Staat und Dienstleistungen sehr von der alten unterscheidet, gibt es keine Möglichkeit mit überlappenden Zeitreihenwerten nach der Art der Indexverknüpfung homogene Variablen zu erzeugen. Folglich hat man es ab 1991 neben dem der neuen Länder mit einem zweiten Datenstrukturbruch zu tun. Auch dieser wird voraussichtlich dummy-technisch bzw. mit geeigneten Sprungvariablen zu bewältigen sein, wenngleich noch offen ist, ob sich die Spezifika des ostdeutschen Bildungsverhaltens im Verbund mit den VGR-Strukturbrüchen statistisch gesondert identifizieren lassen.

Literaturverzeichnis

AGREN, A. (1972)

Extensions of the fix-point method. Theory and applications, FD Thesis, University of Uppsala, Schweden

AGREN, A. (1975)

The consistency of the GEID- (FP-)estimator, Journal of the Royal Statistical Society, B 37, 293-295

BANERJEE, A., DOLADO, J.J. and R. MESTRE (1992)

On Simple Tests for Cointegration: The Cost of Simplicity, Working Paper, Inst. Of Economics, Aarhus University, Mimeo

BANERJEE, A., DOLADO, J.J. and R. MESTRE (1998)

Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework, Journal of Time Series Analysis, 19, 267 -283

v. BARDELEBEN, R., BEICHT, U. und K. FEHÉR (1997)

Was kostet die betriebliche Ausbildung? Bundesinstitut Für Berufsbildung, Berichte zur beruflichen Bildung. Heft 210, Berlin, Bonn

BODIN, L. (1974)

Recursive fix-point estimation. Theory and practice, Stockholm

BREUSCH, T.S. (1978)

Testing for autocorrelation in dynamic linear models, Australian Economic Papers, 17, 334-355

BROWN, R.L. and J. DURBIN (1968)

Methods of investigating whether a regression relationship is constant over time, Selected Statistical Papers, European Meeting, Mathematical Centre Tracts, 26, Amsterdam

BROWN, R.L., DURBIN, J. and J.M. EVANS (1975)

Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, Journal of the Royal Statistical Society, 37, 149-192

CHAREMZA, W. und D. DEADMAN (1997)

New Directions in Econometric Practice. Second Edition, Northampton, MA, USA

DAVIDSON, R. und J.G. MACKINNON (1993)

Estimation and Inference in Econometrics, New York

DICKEY, D.A. and W.A. FULLER (1979)

Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431

DURBIN, J. (1971)

Bounding-crossing probabilities for the Brownian motions and Poisson processes and techniques for computing the power of the Kolmogorov-Smirnov-Test, Journal of Applied Probability, 8, 431-453

- DURBIN, J. and G.S. WATSON (1950)
Testing for Serial Correlations in Least-Squares Regression I, *Biometrika*, 37, 409-428
- DURBIN, J. and G.S. WATSON (1951)
Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression II, *Biometrika*, 38, 159-177
- DURBIN, J. and G.S. WATSON (1971)
Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression III, *Biometrika*, 58, 1-42
- ENGLE, R.F. and C.W.J. GRANGER (1987)
Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 251-276
- FRIEDMANN, M. und A. SCHWARTZ (1963)
A Monetary History of the United States 1867 – 1960; Princeton
- FROHN, J. (Hrsg) (1978)
Makroökonomische Modelle für die Bundesrepublik Deutschland. In: Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 12, Göttingen
- FROHN, J. (Hrsg) (1980)
Methodik und Anwendung Ökonometrischer Entscheidungsmodelle. In: Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Heft 16, Göttingen
- GAUSS, K.F. (1809)
Theoria motus corporum caelestium, in *Werke*, Vol. VII, 240-254
- GODFREY, L. (1978a)
Testing against general autoregressive and moving average error models when the regression include lagged dependent variables, *Econometrica*, 46, 1293-1301
- GODFREY, L. (1978b)
Testing for higher order serial correlation in regression equations when the regressors include lagged dependent variables, *Econometrica*, 46, 1303-1310
- GREENE, W.H. (2000)
Econometric Analysis, 4th edition, London
- GRANGER, C.W.F. (1983)
Co-Integrated Variables and Error-Correcting Models, Unpublished Discussion Paper 83-13, University of California, San Diego
- HAAVELMO, T. (1943)
The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations, *Econometrica*, 11, 1-12
- HAMILTON, J.D. (1994)
Time Series Analysis, Princeton
- INSTITUT FÜR ANGEWANDTE WIRTSCHAFTSFORSCHUNG; TÜBINGEN (1969):
Dritter Arbeitsbericht zum Forschungsvorhaben „Theoretische und empirische Probleme des technischen Fortschritts“ Tübingen

- JARQUE, C. and A. BERA (1980)
Efficient Tests for Normality, Heteroscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, *Economics Letters*, 6, 255-259
- JOHANSEN, S. (1988)
Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254
- JOHANSEN, S. (1989)
Likelihood Based Inference on Cointegration. Theory and Applications, Centro Interuniversitario di Econometria (CIDE), Bologna
- KAU, W. (1990)
Grundzüge eines ökonometrischen Prognosemodells für das Berufsbildungssystem. In: HELBERGER, C. und H. PALAMIDES (Hrsg): *Diagnose und Prognose des Bildungsverhaltens*, Baden-Baden
- KAU, W., ALEX, L., v. BARDELEBEN, R., HERGET, H., KATH u. F. H. SCHMIDT (1998)
Berufsausbildung hat Zukunft. Ergebnisse einer Befragung von Mittel- und Großbetrieben, Bundesinstitut für Berufsbildung, *Berichte zur beruflichen Bildung*, Heft 22, Berlin, Bonn
- KRÄMER, W. (1980)
Eine Rehabilitation der Gewöhnlichen Kleinst-Methoden-Methode als Schätzverfahren in der Ökonometrie, Frankfurt a. M.
- KREKEL, E., KATH, F (1999)
Was ist die berufliche Bildung in Deutschland wert? Höhe der Aufwendungen und ihre Finanzierungsquellen, Bielefeld
- KÜPPERS, B., LEUTHOLD, D., PÜTZ, H., (2001)
Handbuch der Aus- und Weiterbildung, München
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P. and Y. SHIN (1992)
Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178
- LANGE, W. und M. LÖSCH (1975)
Bemerkungen zum Verfahren des Centraal Planbureau, Bericht Nr. 5 zum Forschungsprojekt „Ökonometrische Methodenbank“, Tübingen
- LANGE, W. und B. SCHIPS (1977)
Überlegungen zum Multikollinearitätsproblem, Bericht Nr. 23 zum Forschungsprojekt „Ökonometrische Methodenbank“, Tübingen
- LÖSCH, M. (1980)
Identifikations- und Schätzprobleme linearer ökonometrischer Modelle, Königstein
- LÖSCH, M. (1980)
MEBA-Benutzerhandbuch, Tübingen
- LÖSCH, M. (1984)
Fixpunkt-Schätzverfahren für Modelle mit rationalen Erwartungen, Königstein

- LÖSCH, M. (1990)
Identifikation, Fixpunkt-Schätzung und Bootstrapping von Modellen mit rationalen Erwartungen, Abschlussbericht zum Heisenberg-Stipendium
- LÖSCH, M. (2000 a)
Beilage zur Vorlesung Ökonometrie I, Bochum
- LÖSCH, M. (2000 b)
Beilage zur Vorlesung Ökonometrie II, Bochum
- LYTTKENS, E. (1973)
The fix-point method for estimating interdependent systems with the underlying model specification, *Journal of the Royal statistical Society, A* 136, 353-394
- PERRON, P. (1989)
The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401
- PHILLIPS, P.C.B. (1987)
Towards a Unified Asymptotic Theory for Autoregression, *Biometrika*, 74, 535-547
- PHILLIPS, P.C.B. and P. PERRON (1988)
Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346
- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE (1997)
EViews User's Guide, Irvine CA (USA)
- RAMSEY, J.B. (1969)
Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 31, 350-371
- RAMSEY, J.B. and R. GILBERT (1972)
A Monte Carlo Study of Some Small Sample Properties of Tests for Specification Errors, *Journal of the American Statistical Association*, 67, 180-186
- SADOWSKI, D. (1980)
Berufliche Bildung und betriebliches Bildungsbudget, Stuttgart
- SAMUELSON, P. A. und W. D. NORDHAUS (1987)
Volkswirtschaftslehre 1, Grundlagen der Makro- und Mikroökonomie, 8. Auflage, Köln
- SCHIPS, B. (1979)
Bericht über Erfahrungen mit einigen methodischen Hilfsmitteln bei der Spezifikation ökonometrischer Modelle; Berichte zum Forschungsprojekt, Ökonometrische Methodenbank, Tübingen
- SCHNEEWEISS, H. (1971 und 1990)
Ökonometrie, 1. und 4. Auflage, Würzburg
- THEIL, H. (1971)
Principles of Econometrics, New York

TUKEY, J.W (1962)

The future of data analysis, *Annals of Mathematical Statistics*, 33, 1-67

WAGNER, A. (1972)

Die Wachstumszyklen in der Bundesrepublik Deutschland, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung, Tübingen, Schriftenreihe Band 21

WOLD, H. (1965)

A fix-point theorem with econometric background. I-II, *Arkiv för Matematik*, 6, 209-240

WOLD, H. (1980)

The fix-point approach to interdependent systems, Amsterdam

WOLD, H. and R. BERGSTRÖM (1983)

Fix-point estimation in theory and practice, Göttingen

Quellenverzeichnis für die statistischen Daten:

BUNDESANSTALT FÜR ARBEIT UND BUNDESINSTITUT FÜR BERUFSBILDUNG:
Ausbildungsstellenmarkt, verschiedene Jahrgänge

BUNDESINSTITUT FÜR BERUFSBILDUNG (Hrsg.) (2000):
Impulse für die Berufsbildung - BIBB-Agenda 2000plus, Bielefeld

BUNDESMINISTERIUM FÜR BILDUNG UND FORSCHUNG:
Grund- und Strukturdaten, sämtliche Jahrgänge seit 1980/81

BUNDESMINISTERIUM FÜR BILDUNG UND FORSCHUNG
Berufbildungsberichte, sämtliche Jahrgänge seit 1978

DEUTSCHE BUNDESBANK:
Monatsberichte
Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen, Statistische Beihefte zu den Monatsberichten

RHEINISCH-WESTFÄLISCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG
RWI-Handwerksberichte, Jahrgang 42, 1995

SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER
GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG:
Jahresgutachten, verschiedene Jahrgänge

STATISTISCHES BUNDESAMT:
Bildung im Zahlenspiegel, verschiedene Jahrgänge
Bildung und Kultur, Fachserie 11, Reihe 3, Berufliche Bildung, verschiedene Jahrgänge
Berufliche Schulen, Fachserie 11, Reihe 2, verschiedene Jahrgänge

Abstract

Die Veröffentlichung dokumentiert die Entwicklungsarbeiten beim Aufbau eines ökonomischen Modells, mit dem u. a. Prognosen zur Entwicklung des betrieblichen Ausbildungsplatzangebotes und der neu abgeschlossenen Ausbildungsverträge ermöglicht werden sollen. Außerdem sind erste Ergebnisse zur Treffsicherheit durchgeführter Prognosen enthalten.

Neben einer ausführlichen Darstellung der grundsätzlichen Vorgehensweisen beim Aufbau des Modells (Teil I) und der wesentlichen Schätz- und Prognoseergebnisse (Teil III) enthält der Beitrag in Teil II auch eine Abhandlung zu den aufgetretenen wesentlichen Schätzproblemen sowie den entwickelten Lösungsmöglichkeiten zu ihrer Behebung. Der vorgelegte Band macht für die Fachöffentlichkeit die Logik und die Entwicklungsschritte beim Aufbau des Modells nachvollziehbar und ermöglicht eine kritische Diskussion des ökonomischen Ansatzes, welche für die weitere Verbesserung des Modells erforderlich ist.

This publication documents the development work involved in building up an econometric model which is intended, amongst others, to facilitate forecasts of the development of in-company vocational training offers and the newly concluded training treaties. Moreover, the publication contains first statements about the accuracy of previous forecasts.

In addition to a detailed description of the basic proceedings in building up the model (part I) and the essential results of estimations and forecasts (part III), the article in part II also includes a discourse on the major estimation problems encountered and on the possible solutions to tackle them. This volume provides the expert readership with a comprehensible explanation of the logic behind and the development steps required in building up the model and allows a critical discussion of the econometric approach, which is necessary to further improve the model.

