

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Gernot Nerb

Unternehmerische Antizipationen über den Bedarf
an Arbeitskräften

6. Jg./1973

3

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunktheft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

Hinweise für Autorinnen und Autoren

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf. Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: ursula.wagner@iab.de).

Herausgeber

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)
Dr. Friedrich Büttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

Begründer und frühere Mitherausgeber

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin,
Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

Redaktion

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: ulrike.kress@iab.de; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: ursula.wagner@iab.de; Telefax (09 11) 1 79 59 99.

Rechte

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

Herstellung

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

Verlag

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: waltraud.metzger@kohlhammer.de, Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

Bezugsbedingungen

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten; Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

Zitierweise:

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

Internet: <http://www.iab.de>

Unternehmerische Antizipationen über den Bedarf an Arbeitskräften

Gernot Nerb*

Bereits im Jahre 1969 hatte das Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung in einem Gutachten für das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit untersucht, ob und welche Zusammenhänge zwischen Ifo-Konjunkturtestdaten zur Arbeitsmarktlage und -entwicklung und entsprechenden Daten der amtlichen Statistik bestehen. Dieses Gutachten wurde in den Mitteilungen des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Heft 9, 1969, unter dem Titel „Unternehmerische Urteile und Antizipationen über den Bedarf an Arbeitskräften“ veröffentlicht.

Eines der wichtigsten Ergebnisse der damaligen Untersuchung war, daß zwischen den Testsalden der Beschäftigterwartungen in der Industrie nach dem Ifo-Konjunkturtest und der Beschäftigtenentwicklung im Durchschnitt der vier auf den Befragungstermin folgenden Monate ein enger Zusammenhang besteht, so daß der gewählte Regressionsansatz auch für Beschäftigtenprognosen als geeignet erschien.

Dies veranlaßte die Bundesanstalt für Arbeit dazu, seit Mai 1971 die bis dahin zweimal jährlich anfallenden Testsalden durch das Ifo-Institut prognostisch auswerten zu lassen. Außerdem wurde in dem Anschlußauftrag eine zusätzliche Befragung für den Monat Januar vereinbart und erstmals im Jahre 1971 durchgeführt, so daß es seit diesem Zeitpunkt keine Prognose-Lücken“ mehr gibt.

Da die so gewonnenen Beschäftigtenprognosen für die Industrie vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung bisher nur als back-ground für die Beurteilung der gegenwärtigen und zukünftigen Arbeitsmarktlage verwendet wurden – auch das Ifo-Institut hat nur gelegentlich in seinem Ifo-Schnelldienst darüber berichtet –, jedoch noch zu keiner gesonderten Veröffentlichung geführt haben, soll mit diesem Bericht über die bisherigen Erfahrungen mit dieser Prognosemethode berichtet werden.

Die Redaktion

Die zum Teil sehr unbefriedigenden Prognoseergebnisse, die mit Hilfe großangelegter ökonomischer Strukturmodelle erzielt wurden, haben in aller Welt dazu geführt, nach neuen Wegen der Konjunkturprognose zu suchen. Ein Weg hierunter ist die Verwendung unternehmerischer Planangaben in relativ einfachen Prognosemodellen. In der vorliegenden Studie konnte nachgewiesen werden, daß die unternehmerischen Beschäftigterwartungen eine recht zuverlässige Prognose der kurzfristigen Veränderung der Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer in der Industrie ermöglicht. Es erwies sich allerdings als zweckmäßig, neben den unternehmerischen Planangaben auch Informationen über die Anspannung am Arbeitsmarkt in die Schätzfunktionen einzubeziehen.

Gliederung

1. Konjunkturanalyse und -prognose mit Hilfe von Urteilen und Erwartungen der Unternehmer
2. Quantifizierung unternehmerischer Beschäftigterwartungen
 - 2.1 Ursprüngliches Regressionsmodell
 - 2.2 Verbesserung des Regressionsmodells durch Berücksichtigung der Arbeitsmarktlage
 - 2.3 Güte der Schätzfunktion
 - 2.3.1 Einheitliche Schätzfunktion bei unterschiedlichen Arbeitsmarktlagen?
 - 2.3.2 Stabilität der Schätzfunktion
 - 2.3.3 Saisonale Einflüsse

2.3.4 Gegenüberstellung von prognostizierten und tatsächlichen Veränderungen der Beschäftigtenzahl in der Industrie

3. Aktuelle Prognose der Beschäftigtenentwicklung im Zeitraum Juni bis einschließlich September 1973

1. Konjunkturanalyse und -prognose mit Hilfe von Urteilen und Erwartungen der Unternehmer

In ihren konjunkturtheoretischen Ausführungen stellen bereits Keynes¹⁾ und die Vertreter der Stockholmer Schule²⁾ die Forderung auf, ökonomische Urteile und Erwartungen der Wirtschaftssubjekte in die Konjunkturanalyse und -prognose mit einzubeziehen. Es blieb aber meist bei diesen programmatischen Forderungen, da es an empirischem Basismaterial fehlte, um ein solches Vorhaben zu verwirklichen. Die Versuche einiger Nationalökonomien, die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte modelltheoretisch zu erfassen, scheiterten an den sehr restriktiven Annahmen³⁾.

In dem Bemühen, die empirische Informationslücke zu schließen, hat das Ifo-Institut im Jahre 1950 damit begonnen, durch monatliche Umfragen bei Unter-

* Gernot Nerb ist wissenschaftlicher Mitarbeiter im Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (München), Abteilung Konjunktur- und Investitionstest.

¹⁾ Vgl. J. M. Keynes: The General Theory of Employment, Interest and Money, London-New York 1936, dt.: Allgemeine Theorie der Beschäftigung, des Zinses und des Geldes, übersetzt von Fritz Wagner, Berlin 1955, S. V.

²⁾ Vgl. z. B. J. Akerman: Das Problem der sozial-ökonomischen Synthese, Lund 1938, S. 262 ff.

³⁾ Vgl. z. B. E. Lundberg: Studies in the Theory of Economic Expansion, London 1937, S. 175 ff.

nehmen der Industrie, des Bauhauptgewerbes sowie des Groß- und Einzelhandels die unternehmerischen Urteile und Erwartungen in Erfahrung zu bringen. Auf EWG-Ebene läßt die Kommission der Europäischen Gemeinschaften seit 1963 regelmäßig Unternehmensumfragen in der Industrie und im Bauhauptgewerbe durchführen.

Es bieten sich grundsätzlich zwei Wege an, um die Umfrageergebnisse für die Konjunkturforschung nutzbar zu machen: Zum einen der Indikatoransatz⁴⁾, d. h. eine vorwiegend graphische Analyse der Zeitreihen, zum anderen der Einbau derartiger Daten in ökonomische Modelle⁵⁾. In diesem Aufsatz soll nur die zweite Variante, d. h. ein ökonomischer Ansatz, erörtert werden.

Wenn von ökonomischen Modellen die Rede ist, denken viele an aufwendige Strukturmodelle wie etwa das Brookings-, das Wharton-School- und das Department of Commerce-Modell in den USA bzw. das Krelle-Modell in der BRD. *Evans, Haitovsky* und *Treyz*⁶⁾ kommen bei einer ausführlichen Analyse der Prognoseergebnisse, die mit Hilfe derartiger Mammutmodelle erzielt wurden, zu dem nicht gerade schmeichelhaften Ergebnis: „While econometricians may forecast very well, econometric models have had a most unimpressive record“⁷⁾.

Nur durch sogenanntes „fine tuning“, d. h. durch mehr oder weniger willkürliche Veränderung der Niveaukonstanten und der Werte der exogenen Einflußgrößen, waren die veröffentlichten Prognosen einigermaßen treffsicher. Vorausschätzungen, die ohne solche Eingriffe rein mechanisch mit Hilfe der einmal erstellten Modelle gewonnen wurden, wiesen eine für wirtschaftspolitische Zwecke viel zu hohe Fehlermarge auf.

Wie ist das Versagen der in jahrelanger mühsamer Arbeit erstellten Modelle zu erklären? Amerikanische Forscher⁸⁾ kommen zu dem Schluß, daß die Modellbauer zu sehr darauf geachtet hatten, die Struktur der Wirtschaft möglichst exakt zu erfassen und dabei die primäre Zielsetzung, nämlich Prognosen zu erstellen, aus dem Auge verloren. Zum Teil wurden in diese Modelle exogene Größen aufgenommen, die sich kaum leichter prognostizieren lassen als die Zielgrößen. Die schwerwiegenden Mängel im Datenmaterial führten deshalb trotz komplizierter und methodisch abgesicherter ökonomischer Verfahren häufig nur zu einer Pseudoverbesserung der Prognoseergebnisse. Damit soll die Existenzberechtigung solcher groß angelegten Struktur-Modelle nicht abgesprochen werden: Sie können gute Dienste zur nachträglichen *Erklärung* konjunktureller Entwick-

Jungen leisten. Auch für längerfristige Alternativprojektionen mit bewußt unterschiedlich angenommenen Werten der exogenen Größen sind sie möglicherweise gut geeignet. Für kurzfristige Wahrscheinlichkeitsprognosen sind sie allerdings bis heute nur sehr bedingt zu gebrauchen.

Aufgrund dieser Erkenntnisse sind insbesondere in den USA Bemühungen im Gange, neben diesen Struktur-Modellen relativ einfache Prognose-Modelle aufzustellen, bei denen die Vorausschätzung der exogenen Größen ganz entfällt oder zumindest keine großen Schwierigkeiten aufweist. Als Beispiele seien die Modelle von *Fair* oder *Friend* genannt, in denen als exogene Größen insbesondere Investitionsabsichten, Unternehmerurteile, Konsumentenstimmungen und Kaufabsichten gewählt wurden. Diese empirisch erhobenen Urteils- und Erwartungsdaten haben den großen Vorteil, daß sie gegenüber der Zielgröße einen Lead von einem oder mehreren Quartalen aufweisen; sie brauchen deshalb für die kurzfristige Prognose der Zielgröße nicht vorausgeschätzt zu werden.

L. R. Klein, einer der bekanntesten amerikanischen Ökonometriker, wendet gegen derartige relativ einfache ökonomische Prognosemodelle ein, sie seien nicht geeignet, Steueränderungen, monetäre Maßnahmen und andere „environmental changes“ zu erfassen⁹⁾. Dieser Einwand wäre zweifelsohne berechtigt, wenn mit Hilfe solcher Modelle Alternativprojektionen erstellt werden sollten; er greift aber u. E. wesentlich weniger, wenn es sich primär um eine kurzfristige Wahrscheinlichkeits-Prognose handelt. In den Erwartungen und Urteilen schlagen sich nämlich nach bisherigen Erfahrungen derartige wirtschaftspolitische Maßnahmen deutlich nieder. Steuererhöhungen, außenwirtschaftliche Maßnahmen etc. treffen ja erfahrungsgemäß die Wirtschaftssubjekte nicht aus heiterem Himmel; es vergeht meist eine längere Zeit der parlamentarischen und außerparlamentarischen Diskussion. Gegenüber einer expliziten Erfassung derartiger wirtschaftspolitischer Maßnahmen dürfte sogar ein Vorteil bestehen. Es läßt sich anhand zahlreicher Beispiele zeigen, daß, objektiv gesehen, gleiche wirtschaftspolitische Maßnahmen unterschiedliche Reaktionen bei den Wirtschaftssubjekten auslösen können. Aus diesem Grunde erscheint es vorteilhaft, sich unmittelbar an die Entscheidungsträger der privaten Wirtschaft zu wenden und aufgrund ihrer Lageeinschätzungen, Zukunftserwartungen und Planungen ihre voraussichtlichen Reaktionen abzuschätzen. Dies sei anhand der ökonomischen Schätzfunktionen für die Veränderung der Beschäftigtenzahl in der Verarbeitenden Industrie demonstriert.

2. Quantifizierung unternehmerischer Beschäftigten-erwartungen

2.1 Ursprüngliches Regressionsmodell

Seit 1963 wird regelmäßig – in den Jahren 1963 bis 1970 jeweils Ende Mai und Ende Oktober, seit 1971 jeweils Ende Januar, Ende Mai und Ende September – den am „Konjunkturtest Industrie“ mitarbeitenden Unternehmen folgende Frage gestellt:

„Die Zahl der mit der Herstellung von XY beschäftigten Arbeitnehmer wird im Laufe der nächsten drei bis vier

⁴⁾ Vgl. J. D. Lindibauer, G. Nerb und Ch. Roberts: Ansätze zu einem Indikatoren-system für die BRD, CIRET-Studie Nr. 20, München Juni 1973.

⁵⁾ Vgl. z. B. Ray C. Fair, A. Short-Run: Forecasting Model of the United States Economy, Lexington 1971 sowie auch J. Friend and W. Thomas, The Predictive Performance of Anticipatory Data in Alternative Econometric Models, Tagungspapier auf der 10. CIRET-Konferenz in Brüssel im September 1971.

⁶⁾ Vgl. M. K. Evans, Y. Haitovsky and G. J. Treyz: An Analysis of the Forecasting Properties of U.S. Econometric Models, in: Econometric Models of Cyclical Behavior (Editor: B. G. Hickman), Columbia University Press, New York and London 1972, S. 949 ff.

⁷⁾ M. K. Evans, Y. Haitovsky and G. J. Treyz: An Analysis of the Forecasting Properties of U.S. Econometric Models, als Manuskript vorgelegt auf der „Conference on Research in Income and Wealth“, Cambridge, Massachusetts, 14. und 15. November 1970, S. 158.

⁸⁾ Vgl. R. C. Fair, a. a. O.

⁹⁾ Vgl. L. R. Klein: An Essay on the Theory of Economic Prediction, Helsinki, The Academic Book Store, 1968, S. 99.

Monate in konjunktureller Hinsicht – also unter Ausschaltung rein saisonaler Schwankungen —

zunehmen
etwa gleichbleiben
abnehmen.“

Eine finale Frage zum Thema Personalplanung erscheint a priori sinnvoll, da bei der Mehrzahl der Unternehmen ein „echter“ Entscheidungsprozeß stattfinden dürfte, bevor eine Änderung des Belegschaftsstands eingeleitet wird. Die weiter unten dargestellten Ergebnisse bestätigen diese Vermutung.

Die Ergebnisse der Befragung werden getrennt nach Fachzweigen ausgewiesen. Die Testreihen haben mittlerweile eine Länge erreicht, die es vertretbar erscheinen läßt, die konjunkturprognostische Bedeutung dieser Variablen zu untersuchen. Da die Repräsentation im Grundstoff- und Produktionsgüterbereich in den Jahren 1963 bis 1970 noch zu gering war, beschränken wir uns in der vorliegenden Studie auf die Verarbeitende Industrie insgesamt sowie die beiden Hauptgruppen Investitionsgüter- und Verbrauchsgüterindustrie.

Die oben zitierte Fragestellung läßt keinen eindeutigen Schluß zu, welche Werte der amtlichen Statistik den Konjunkturtest-Ergebnissen gegenübergestellt werden sollen. Vergleichsschwierigkeiten resultieren insbesondere daraus, daß a priori nicht bekannt ist, wie viele Monate der Zeitraum für die Personalplanung bei den einzelnen Unternehmen umfaßt und inwieweit sich die Unternehmer daran halten, in ihren Planangaben rein saisonale Schwankungen in der Zahl der Beschäftigten auszuschalten. Zur Überprüfung des Aussagewertes der unternehmerischen Ex-ante-Meldungen wurden deshalb im Rahmen einer weiter zurückliegenden Studie für die Bundesanstalt für Arbeit¹⁰⁾ verschiedene Zeitreihenvergleiche zwischen Konjunkturtest-Ergebnissen und Ex-post-Daten der amtlichen Statistik vorgenommen.

Die wichtigsten Ergebnisse der damaligen Untersuchung lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Die beste Übereinstimmung zwischen den unternehmerischen Antizipationen und den Ex-post-Werten ergaben sich dann, wenn als Bezugsgröße aus der amtlichen Statistik die prozentuale Veränderung der Beschäftigtenzahl im Durchschnitt der nächsten vier Monate herangezogen wurde. Es scheint also, daß sich die Unternehmer bei ihren Ex-ante-Angaben weniger an der voraussichtlichen Zahl der Beschäftigten *am Ende* des Planungszeitraumes als an der Belegschaftsentwicklung *im Durchschnitt* der nächsten vier Monate orientieren.

Aufgrund dieser Erkenntnisse wurde zur künftigen Quantifizierung der unternehmerischen Beschäftigten-erwartungen folgender Regressionsansatz vorgeschlagen:

$$(1) Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^2 + a_3 X_t^3 + e_t$$

¹⁰⁾ W. Gerstenberger, G. Nerb, S. Schittenhelm: Unternehmerische Urteile und Antizipationen über den Bedarf an Arbeitskräften. In: „Mitteilungen“ des Institutes für Arbeitsmarkt und Berufsforschung, Erlangen, Nr. 9/1969, S. 671.

¹¹⁾ W. Gerstenberger, G. Nerb, S. Schittenhelm: Unternehmerische Urteile ... a. a. O., S. 687 ff.

Hierbei sind:

$Y_{(t+4)/t}$ = Prozentuale Veränderung der Beschäftigtenzahl im Durchschnitt der vier auf den Berichtsmonat t folgenden Monate
 X_t = Testsaldo*) der unternehmerischen Beschäftigten-erwartungen laut Ifo-Konjunkturtest im Berichtsmonat t
 e_t = Störvariable
 a_0, a_1, a_2, a_3 = Regressionskoeffizienten

*) Unter einem Testsaldo wird hier die Differenz zwischen den prozentualen Anteilen der Firmenmeldungen über eine voraussichtliche Zunahme und Abnahme der Beschäftigtenzahl verstanden.

Bei der Anwendung dieses Regressionsmodells in den Jahren 1970 und 1971 zeigte sich, daß die damit erzielten Ex-ante-Prognosen zwar die Beschleunigung bzw. Verlangsamung in der Entwicklung der Beschäftigtenzahl durchweg richtig anzeigten; um die Intensität der Veränderung jedoch besser zu treffen, erschien es wünschenswert, den ursprünglichen Regressionsansatz durch Indikatoren für die Anspannung am Arbeitsmarkt zu ergänzen. Wie dies bewerkstelligt wurde, soll im nächsten Abschnitt erörtert werden.

2.2 Verbesserung des Regressionsmodells durch Berücksichtigung der Arbeitsmarktlage

Nach dem Wortlaut der Fragestellung sollen die Unternehmer nicht ihren Bedarf an Arbeitskräften, sondern die voraussichtliche Veränderung ihrer Belegschaft melden. Es ist jedoch anzunehmen, daß die Unternehmer in ihren Angaben die voraussichtliche Angebotsituation auf dem Arbeitsmarkt nur wenig berücksichtigen. Diese Annahme dürfte schon deshalb zutreffen, weil die künftige Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt für den einzelnen Unternehmer kaum voraussehbar ist. Die Ex-ante-Angaben der Unternehmer können deshalb als einzelwirtschaftliche Nachfragemeldungen angesehen werden. Für diese Interpretation der Ex-ante-Meldungen spricht auch die Tatsache, daß in Zeiten angespannter Arbeitsmarktlage (z. B. in den Jahren 1965 und 1969) die Reihe der Testsalden systematisch — wenn auch geringfügig — über der Reihe der Ex-post-Veränderungsraten liegt. In den Zeiten, in denen der Nachfrage nach Arbeitskräften ein ausreichendes Angebot gegenübersteht (z. B. 1967 und 1968), stimmen die Kurven der Ex-ante-Salden und der Ex-post-Veränderungsraten weitgehend überein.

Aus diesen Überlegungen heraus erschien es zweckmäßig, die Prognose der Veränderung in der Zahl der Industriebeschäftigten nicht ausschließlich aufgrund der Unternehmererwartungen vorzunehmen, sondern zusätzlich eine Korrekturgröße für die Angebotsseite des Arbeitsmarktes heranzuziehen. Hierfür schienen aufgrund einer eingehenden Untersuchung die Meldeanteile zur Konjunkturtest-Frage

„Wird Ihre Produktionstätigkeit zur Zeit durch Arbeitskräftemangel behindert“

recht gut geeignet. Es ließ sich nämlich zeigen, daß diese Testreihe ein guter Indikator für die Anspannung am Arbeitsmarkt ist¹¹⁾.

Von verschiedenen Regressionsansätzen, die getestet wurden, erwies sich die folgende Variante aufgrund

statistisch-methodischer Gesichtspunkte (Signifikanz der Regressionsparameter, Korrelations- und Autokorrelationsmaße) sowie theoretischer Überlegungen (Interpretierbarkeit der Parameterschätzwerte) als überlegen:

$$(2) Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t + a_4 Z_t^2 + e_t$$

Hierbei sind:

$Y_{(t+4)/t}$	= Prozentuale Veränderung der Beschäftigtenzahl im Durchschnitt der vier auf den Berichtsmonat t folgenden Monate
X_t	= Testsaldo der unternehmerischen Beschäftigtenenerwartungen laut Ifo-Konjunkturtest im Berichtsmonat t
Z_t	= Anteil der Firmenmeldungen über eine Behinderung der Produktionstätigkeit durch Arbeitskräftemangel laut Ifo-Konjunkturtest im Berichtsmonat t
e_t	= Störvariable
a_0, a_1, a_2, a_3, a_4	= Regressionskoeffizienten

Die Wertepaare „Testsaldo der unternehmerischen Beschäftigtenenerwartungen (nach Konjunkturtest)“ und „tatsächliche Veränderungsrate (lt. amtlicher Statistik)“ deuten auf nicht-lineare Zusammenhänge hin. Nach den Streudiagrammen zu schließen, dürften die Beziehungen zwischen dem Testsaldo und den tatsächlichen Werten einem Funktionstyp höheren Grades entsprechen. Als Erklärung hierfür bietet sich an: Der Konjunkturtest ist bei kleinen quantitativen Veränderungen ein sehr empfindliches Konjunkturbarometer. Selbst geringe Änderungen ökonomischer Variablen zeichnen sich in den Konjunkturtest-Ergebnissen deutlich ab. Je größer jedoch die quantitativen Veränderungen werden, um so geringer fällt die relative Zunahme der entsprechenden Meldeanteile aus. Es wurde deshalb als Regressionsansatz ein Funktionstyp dritten Grades gewählt.

Abgesehen von der Korrekturgröße Z unterscheidet sich dieses Regressionsmodell vom ursprünglich vorgeschlagenen Regressionsansatz noch dadurch, daß auf die zweite Potenz des Erwartungs-Testsaldos (X^2) als Regressor verzichtet wurde. Durch das Quadrieren wird nämlich der Wert dieser Einflußgröße immer positiv, gleichgültig ob eine Zunahme oder eine Abnahme der Beschäftigtenzahl erwartet wird. Wohl aus diesem Grunde änderten sich hier bei gleitenden Regressionen die Vorzeichen der Parameterschätzwerte wesentlich häufiger als bei dem verbesserten Ansatz. Der Verzicht auf das quadratische Glied (X^2) brachte außerdem den Vorteil mit sich, daß ein Freiheitsgrad weniger verlorengeht.

Um diesen neuen Regressionsansatz zu testen, wurden umfangreiche Berechnungen vorgenommen.

2.3 Güte der Schätzfunktion

2.3.1 Einheitliche Schätzfunktion bei unterschiedlichen Arbeitsmarktlagen?

Ist das Regressionsmodell

$$(2) Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t + a_4 Z_t^2 + e_t$$

auch dann angebracht, wenn der Saldo der Beschäftig-

tigtenerwartungen (X) negativ ist? Oder sollte man in solchen Fällen den Ansatz

$$(3) Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t^* + a_4 Z_t^{*2} + e_t$$

$$Z_t^* = \begin{cases} 0 & \text{für } X_t \leq 0 \\ Z_t & \text{für } X_t > 0 \end{cases}$$

verwenden, also auf die Korrekturgröße für die Angebotsseite des Arbeitsmarktes (Z) verzichten? Wenn nämlich mit einem Rückgang der Beschäftigtenzahl gerechnet wird, entfällt die Notwendigkeit einer derartigen Korrekturgröße. A priori wäre zu erwarten, daß sich dies von selbst ergibt, indem der Regressor Z (Meldeanteil über eine Behinderung der Produktionstätigkeit durch Arbeitskräftemangel) den Wert Null – oder zumindest einen Wert nahe Null – annimmt. Wie jedoch die Erfahrungen gelehrt haben, ist dies erst dann der Fall, wenn die konjunkturelle Entwicklung bereits stark rezessive Züge zeigt. Im September 1966 betrug beispielsweise der Meldeanteil „Behinderung der Produktionstätigkeit durch Arbeitskräftemangel“ noch 10%. Erst im Mai 1967 ging er auf 1% zurück. Es ist daher zu vermuten, daß in Zeiten einer nicht oder nur wenig angespannten Arbeitsmarktlage die tatsächliche Beschäftigtenentwicklung aufgrund des negativen Gewichts der Korrekturgröße Z unterschätzt wird.

Zu diesem Zweck wurde mittels einer gleitenden Regression für verschiedene Zeiträume alternativ mit beiden Varianten – (2) und (3) – gearbeitet. Während in die erste Version (2) ständig die tatsächlichen Werte der Korrekturgröße eingingen, wurde bei der zweiten Variante Z immer dann gleich Null gesetzt, wenn $X \leq 0$, d. h. wenn per Saldo eine gleichbleibende oder rückläufige Zahl der Industriebeschäftigten erwartet wurde. Diese Version ist in den folgenden Tabellen (Tab. 1 und 2) mit Z^* gekennzeichnet.

Bevor die dort zusammengestellten Ergebnisse interpretiert werden, sei noch kurz auf das hier verwendete Verfahren der gleitenden Regression eingegangen: Die Schätzungen der Parameter basierten zunächst auf 20, dann auf 19, 18... bis schließlich auf 12 Beobachtungen. Es wurde also sukzessiv jeweils die letzte Beobachtung weggelassen, bis schließlich nur noch 12 Wertetripel (Y, X, Z bzw. Z^*) übrigblieben. Eine weitere Fortsetzung der gleitenden Regression (11, 10... Beobachtungen) erschien nicht sinnvoll, da wegen der geringen Anzahl von Freiheitsgraden keine signifikanten Ergebnisse zu erwarten gewesen wären.

Zeichenerklärung zu den Tabellen 1, 2 und 3

$Y_{(t+4)/t}$	= Prozentuale Veränderung der Beschäftigtenzahl im Durchschnitt der vier auf den Berichtsmonat t folgenden Monate
X_t	= Testsaldo (Differenz der positiven und negativen Meldeanteile) der unternehmerischen Beschäftigtenenerwartungen lt. Ifo-Konjunkturtest im Berichtsmonat t
Z_t	= Meldeanteil der Firmen, die eine Produktionsbehinderung durch Arbeitskräftemangel angeben lt. Ifo-Konjunkturtest im Berichtsmonat t
$Z_t^* = \begin{cases} 0 & \text{für } X_t \leq 0 \\ Z_t & \text{für } X_t > 0 \end{cases}$	
$\hat{a}_0, \hat{a}_1, \hat{a}_2, \hat{a}_3, \hat{a}_4$	= Parameterschätzwerte
e_t	= Störvariable
R^2	= Bestimmtheitsmaß
DW	= Durbin-Watson-Statistik (Meßgröße für Autokorrelation)
F	= F-Wert (Prüfgröße für Signifikanz des Bestimmtheitsmaßes)
$\hat{\sigma}_e^2$	= Varianz der Regressionsreste

Tabelle 1: Quantifizierung von Beschäftigenerwartungen (Ergebnisse der gleitenden Regression)

Regressionsansatz: $Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t + a_4 Z_t^2 + e_t$

Erhebungsmonat der ersten und letzten unternehmerischen Planangabe	Anzahl der Beobachtungswerte	Parameterschätzwerte					100 R ²	DW	F	A _{SE} ²
		\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	\hat{a}_3	\hat{a}_4				
a) Industrie insgesamt 1)										
Mai 1963 – Jan. 1972	20	0,571 (0,314)	0,0616** (0,0103)	-0,000001030 (0,000000554)	-0,0494* (0,0238)	0,000446 (0,000347)	84,51**	3,129	20,45	0,166
Mai 1963 – Sept. 1971	19	0,449 (0,324)	0,0632** (0,0102)	-0,000000893 (0,000000556)	-0,0444* (0,0237)	0,000387 (0,000344)	86,02**	3,027	21,54	0,160
Mai 1963 – Mai 1971	18	0,516 (0,325)	0,0605** (0,0103)	-0,000001060 (0,000000567)	-0,0442* (0,0234)	0,000372 (0,000340)	86,41**	2,847	20,66	0,156
Mai 1963 – Jan. 1971	17	0,494 (0,310)	0,0639** (0,0101)	-0,000000856 (0,000000555)	-0,0506* (0,0227)	0,000484 (0,000332)	88,61**	3,350	23,34	0,142
Mai 1963 – Sept. 1970	16	0,498 (0,315)	0,0658** (0,0105)	-0,000000748 (0,000000579)	-0,0558* (0,0240)	0,000573 (0,000355)	89,24**	3,372	22,80	0,146
Mai 1963 – Mai 1970	15	0,459 (0,325)	0,0640** (0,0109)	-0,000000825 (0,000000600)	-0,0493* (0,0259)	0,000477 (0,000383)	89,66**	3,187	21,67	0,152
Mai 1963 – Okt. 1969	14	0,499 (0,324)	0,0646** (0,0108)	-0,000000781 (0,000000595)	-0,0568* (0,0266)	0,000592 (0,000393)	90,60**	3,242	21,68	0,149
Mai 1963 – Mai 1969	13	0,544 (0,328)	0,0680** (0,0114)	-0,000000651 (0,000000610)	-0,0638* (0,0275)	0,000711 (0,000412)	91,43**	3,449	21,33	0,149
Mai 1963 – Okt. 1968	12	0,531 (0,358)	0,0664** (0,0152)	-0,000000710 (0,000000729)	-0,0620* (0,0310)	0,000686 (0,000461)	89,52**	3,280	14,95	0,170
b) Investitionsgüterindustrie 2)										
Mai 1963 – Jan. 1972	20	0,449 (0,243)	0,0578** (0,0074)	-0,000000399 (0,000000367)	-0,0445* (0,0169)	0,000411 (0,000232)	89,26**	2,812	31,16	0,131
Mai 1963 – Sept. 1971	19	0,418 (0,274)	0,0580** (0,0077)	-0,000000377 (0,000000387)	-0,0431* (0,0181)	0,000394 (0,000246)	89,15**	2,412	28,77	0,140
Mai 1963 – Mai 1971	18	0,629* (0,237)	0,0555** (0,0064)	-0,000000582 (0,000000325)	-0,0494** (0,0150)	0,000457* (0,000203)	92,28**	2,451	38,87	0,094
Mai 1963 – Jan. 1971	17	0,606* (0,221)	0,0578** (0,0061)	-0,000000473 (0,000000310)	-0,0535** (0,0142)	0,000518* (0,000193)	93,77**	2,668	45,15	0,082
Mai 1963 – Sept. 1970	16	0,605* (0,231)	0,0577** (0,0064)	-0,000000481 (0,000000327)	-0,0528** (0,0154)	0,000509* (0,000210)	93,66**	2,641	40,64	0,089
Mai 1963 – Mai 1970	15	0,586* (0,236)	0,0570** (0,0066)	-0,000000501 (0,000000334)	-0,0501** (0,0160)	0,000478* (0,000217)	94,00**	2,649	39,16	0,092
Mai 1963 – Okt. 1969	14	0,592* (0,247)	0,0570** (0,0069)	-0,000000502 (0,000000348)	-0,0509* (0,0168)	0,000486 (0,000228)	94,02**	2,463	35,35	0,100
Mai 1963 – Mai 1969	13	0,644* (0,240)	0,0596** (0,0068)	-0,000000420 (0,000000339)	-0,0592** (0,0172)	0,000620* (0,000240)	94,86**	2,738	36,88	0,092
Mai 1963 – Okt. 1968	12	0,666* (0,256)	0,0621** (0,0090)	-0,000000338 (0,000000396)	-0,0627* (0,0196)	0,000670* (0,000273)	93,77**	2,769	26,34	0,102
c) Verbrauchsgüterindustrie										
Mai 1963 – Jan. 1972	20	0,628* (0,259)	0,0707** (0,0106)	-0,000002290 (0,000001130)	-0,0480* (0,0174)	0,000478 (0,000236)	87,54**	2,033	26,34	0,085
Mai 1963 – Sept. 1971	19	0,587* (0,263)	0,0724** (0,0108)	-0,000002050 (0,000001160)	-0,0472* (0,0174)	0,000474 (0,000237)	88,32**	2,039	26,46	0,085
Mai 1963 – Mai 1971	18	0,584* (0,269)	0,0743** (0,0114)	-0,000001850 (0,000001230)	-0,0486* (0,0179)	0,000498 (0,000245)	88,63**	1,898	25,33	0,089
Mai 1963 – Jan. 1971	17	0,548* (0,232)	0,0782** (0,0100)	-0,000001300 (0,000001080)	-0,0522** (0,0155)	0,000568* (0,000213)	92,07**	2,227	34,83	0,066
Mai 1963 – Sept. 1970	16	0,506* (0,230)	0,0815** (0,0101)	-0,000000871 (0,000001120)	-0,0532** (0,0152)	0,000593* (0,000210)	93,00**	2,315	36,55	0,064
Mai 1963 – Mai 1970	15	0,529* (0,229)	0,0863** (0,0109)	-0,000000393 (0,000001190)	-0,0591** (0,0160)	0,000682* (0,000223)	93,71**	2,379	37,25	0,062
Mai 1963 – Okt. 1969	14	0,517* (0,205)	0,0903** (0,0100)	-0,000000151 (0,000001100)	-0,0655** (0,0147)	0,000796* (0,000208)	95,45**	2,918	47,15	0,050
Mai 1963 – Mai 1969	13	0,534* (0,210)	0,0910** (0,0102)	-0,000000228 (0,000001130)	-0,0681** (0,0154)	0,000830* (0,000217)	95,74**	3,021	44,95	0,052
Mai 1963 – Okt. 1968	12	0,536* (0,225)	0,0914** (0,0118)	-0,000000254 (0,000001240)	-0,0681** (0,0164)	0,000829* (0,000232)	95,25**	2,925	35,06	0,059

* Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 gesicherte Parameter

** Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 gesicherte Parameter

Die Klammern enthalten den Standardfehler der Parameterschätzwerte

1) Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl, Luftfahrzeugbau sowie Nahrungs- und Genußmittel

2) Ohne Luftfahrzeugbau

Tabelle 2: Quantifizierung von Beschäftigenerwartungen (Ergebnisse der gleitenden Regression)

Regressionsansatz $Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t^* + a_4 Z_t^{*2} + e_t$

Erhebungsmonat der ersten und letzten unternehmerischen Planangabe	Anzahl der Beobachtungswerte	Parameterschätzwerte					100R ²	DW	F	s ² _e
		\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	\hat{a}_3	\hat{a}_4				
a) Industrie insgesamt ¹⁾										
Mai 1963 – Jan. 1972	20	0,0564 (0,188)	0,0583** (0,0122)	-0,000001020 (0,000000625)	-0,0242 (0,0232)	0,000174 (0,000388)	80,89**	2,734	15,87	0,204
Mai 1963 – Sept. 1971	19	-0,0242 (0,189)	0,0616** (0,0120)	-0,000000830 (0,000000614)	-0,0228 (0,0223)	0,000157 (0,000373)	83,50**	2,649	17,71	0,189
Mai 1963 – Mai 1971	18	0,0540 (0,199)	0,0593** (0,0120)	-0,000000992 (0,000000625)	-0,0249 (0,0222)	0,000181 (0,000370)	83,86**	2,661	16,88	0,186
Mai 1963 – Jan. 1971	17	-0,0153 (0,226)	0,0593** (0,0123)	-0,000000909 (0,000000648)	-0,0215 (0,0232)	0,000142 (0,000382)	84,45**	2,644	16,30	0,193
Mai 1963 – Sept. 1970	16	0,0297 (0,275)	0,0598** (0,0129)	-0,000000945 (0,000000683)	-0,0241 (0,0254)	0,000172 (0,000408)	84,59**	2,669	15,10	0,209
Mai 1963 – Mai 1970	15	0,0057 (0,277)	0,0565** (0,0134)	-0,000001030 (0,000000694)	-0,0140 (0,0278)	0,000015 (0,000444)	85,60**	2,516	14,86	0,211
Mai 1963 – Okt. 1969	14	0,0179 (0,286)	0,0574** (0,0139)	-0,000001010 (0,000000714)	-0,0202 (0,0300)	0,000116 (0,000481)	85,86**	2,547	13,66	0,224
Mai 1963 – Mai 1969	13	0,0337 (0,299)	0,0603** (0,0153)	-0,000000932 (0,000000757)	-0,0256 (0,0327)	0,000212 (0,000529)	86,09**	2,552	12,38	0,242
Mai 1963 – Okt. 1968	12	0,0125 (0,319)	0,0548* (0,0204)	-0,000001100 (0,000000888)	-0,0198 (0,0368)	0,000124 (0,000593)	83,38**	2,374	8,78	0,269
b) Investitionsgüterindustrie ²⁾										
Mai 1963 – Jan. 1972	20	0,183 (0,181)	0,0591** (0,00802)	-0,000000435 (0,000000383)	-0,0331* (0,0146)	0,000285 (0,000214)	88,42**	2,281	28,63	0,141
Mai 1963 – Sept. 1971	19	0,145 (0,201)	0,0595** (0,00827)	-0,000000394 (0,000000402)	-0,0314 (0,0154)	0,000264 (0,000224)	88,43**	1,770	26,76	0,149
Mai 1963 – Mai 1971	18	0,421* (0,169)	0,0582** (0,00615)	-0,000000670* (0,000000308)	-0,0444** (0,0120)	0,000416* (0,000172)	93,26**	2,546	44,95	0,082
Mai 1963 – Jan. 1971	17	0,520* (0,207)	0,0584** (0,00622)	-0,000000753* (0,000000327)	-0,0493** (0,0134)	0,000470* (0,000185)	93,60**	2,712	43,89	0,084
Mai 1963 – Sept. 1970	16	0,520* (0,216)	0,0582** (0,00658)	-0,000000757* (0,000000342)	-0,0487** (0,0146)	0,000461* (0,000202)	93,49**	2,678	39,48	0,091
Mai 1963 – Mai 1970	15	0,505* (0,220)	0,0576** (0,00673)	-0,000000764 (0,000000348)	-0,0462* (0,0151)	0,000433 (0,000208)	93,86**	2,697	38,20	0,094
Mai 1963 – Okt. 1969	14	0,509* (0,230)	0,0575** (0,00703)	-0,000000768 (0,000000364)	-0,0468* (0,0159)	0,000438 (0,000218)	93,85**	2,530	34,36	0,103
Mai 1963 – Mai 1969	13	0,546* (0,225)	0,0601** (0,00709)	-0,000000727 (0,000000353)	-0,0541* (0,0164)	0,000561* (0,000232)	94,61**	2,801	35,13	0,096
Mai 1963 – Okt. 1968	12	0,560* (0,240)	0,0624** (0,00935)	-0,000000669 (0,000000398)	-0,0570* (0,0186)	0,000602* (0,000264)	93,42**	2,818	24,88	0,107
c) Verbrauchsgüterindustrie										
Mai 1963 – Jan. 1972	20	-0,214 (0,167)	0,0423* (0,0186)	-0,000003040 (0,000001670)	0,0163 (0,0229)	-0,000292 (0,000357)	78,27**	1,621	13,51	0,148
Mai 1963 – Sept. 1971	19	-0,244 (0,170)	0,0453* (0,0189)	-0,000002700 (0,000001710)	0,0139 (0,0230)	-0,000281 (0,000358)	79,62**	1,626	13,67	0,149
Mai 1963 – Mai 1971	18	-0,259 (0,181)	0,0463* (0,0197)	-0,000002570 (0,000001800)	0,0140 (0,0237)	-0,000281 (0,000370)	79,91**	1,526	12,77	0,159
Mai 1963 – Jan. 1971	17	-0,368 (0,181)	0,0453* (0,0185)	-0,000002250 (0,000001700)	0,0202 (0,0225)	-0,000354 (0,000349)	83,27**	1,654	14,94	0,139
Mai 1963 – Sept. 1970	16	-0,424* (0,192)	0,0482* (0,0189)	-0,000001820 (0,000001770)	0,0211 (0,0227)	-0,000360 (0,000352)	84,44**	1,668	14,93	0,141
Mai 1963 – Mai 1970	15	-0,442 (0,223)	0,0484* (0,0198)	-0,000001740 (0,000001900)	0,0219 (0,0241)	-0,000369 (0,000371)	84,33**	1,664	13,46	0,155
Mai 1963 – Okt. 1969	14	-0,437 (0,235)	0,0511 (0,0238)	-0,000001540 (0,000002180)	0,0179 (0,0307)	-0,000304 (0,000479)	84,32**	1,632	12,10	0,171
Mai 1963 – Mai 1969	13	-0,450 (0,250)	0,0483 (0,0263)	-0,000001720 (0,000002350)	0,0229 (0,0353)	-0,000379 (0,000548)	84,43**	1,625	10,85	0,189
Mai 1963 – Okt. 1968	12	-0,450 (0,267)	0,0484 (0,0288)	-0,000001720 (0,000002560)	0,0230 (0,0380)	-0,000379 (0,000592)	82,61**	1,606	8,31	0,216

* Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 gesicherte Parameter

** Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 gesicherte Parameter

Die Klammern enthalten den Standardfehler der Parameterschätzwerte

¹⁾ Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl, Luftfahrzeugbau sowie Nahrungs- und Genussmittel

²⁾ Ohne Luftfahrzeugbau

Es zeigte sich, daß die bisherige Regressionsfunktion (2), also ständige Berücksichtigung der Testvariablen Z_t , der neu getesteten Variante mit Z^* (3) überlegen ist. Als Erklärung bietet sich an: In einer konjunkturellen Umbruchphase auf dem Arbeitsmarkt, d. h. bei einem Umschlagen der Beschäftigterwartungen von Plus in Minus, scheinen die partiellen Engpässe auf dem Arbeitsmarkt immer noch so groß zu sein, daß die Entwicklung der Beschäftigtenzahl von der Angebotsseite her negativ beeinflusst wird. Erst wenn Z annähernd gleich Null ist, dürfte allein die Nachfragekomponente für die Veränderung der Beschäftigtenzahl ausschlaggebend sein.

2.3.2 Stabilität der Schätzfunktion

Sind die Regressionskoeffizienten der Schätzfunktion (2) im Zeitablauf annähernd konstant? Eine solche Stabilität ist von entscheidender Bedeutung für die Güte des Prognoseansatzes. Zur Untersuchung dieser Frage lassen sich die Ergebnisse der weiter oben beschriebenen gleitenden Regression heranziehen. Aus den Tab. 1 und 2 geht hervor, daß die Koeffizienten des Regressionsmodells vom Typ

$$(2) Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t + a_4 Z_t^2 + e_t$$

im Zeitablauf nur relativ geringe Schwankungen aufweisen. Allerdings sind die Beziehungen nicht so stabil, daß man vermuten dürfte, die Ex-ante-Prognosen seien so zuverlässig wie die Ex-post-Schätzungen. So wünschenswert auch stabile Koeffizienten sind, so sei doch darauf hingewiesen, daß in der vorliegenden kurzfristigen Prognosefunktion die Stabilitätsanforderungen nicht von so gravierender Bedeutung sind wie bei den notwendigerweise sehr komplexen Struktur-

modellen. Bei relativ kleinen und damit „handlichen“ Kurzfrist-Modellen genügt es, wenn die jeweils geschätzten Relationen für kurze Zeitabstände (etwa ½ Jahr) annähernd stabil sind, da das Gleichungssystem alle vier Monate ohne großen Arbeits- und Rechenaufwand neu durchgerechnet werden kann.

2.3.3 Saisonale Einflüsse

Es läßt sich nicht ausschließen, daß der saisonale Einfluß in den Konjunkturtestangaben und in den Beschäftigtenreihen der amtlichen Statistik unterschiedlich ist. Eine Saisonbereinigung der Beschäftigtenzahlen in den einzelnen Industriehauptgruppen stößt infolge irregulärer Einflüsse (z. B. Änderung der Schulentlassungstermine) bisher auf nahezu unüberwindliche Schwierigkeiten. In den Beschäftigterwartungen sollten zwar laut Fragestellung keine Saisoneinflüsse enthalten sein; inwieweit dies auch tatsächlich der Fall ist, läßt sich aber zur Zeit nicht angeben, da die Testreihen noch zu kurz sind, um ein Saisonbereinigungsverfahren anzuwenden. Aufgrund dieser Unsicherheiten wurden separate Berechnungen zur Quantifizierung der Beschäftigterwartungen vom Mai und derjenigen vom September durchgeführt. Die Parameterschätzwerte und Korrelationsmaße dieses

Die Anpassung dieses Regressionsmodells an die tatsächlichen Beschäftigtenveränderungen fiel z. T. noch besser aus als bei der Durchschnittsschätzung (vgl. Tab. 4). Es wurden in fast allen sechs Fällen (Verarbeitende Industrie insgesamt, Investitionsgüter- und Konsumgüterindustrie jeweils Mai und September) Bestimmtheitsmaße von deutlich über 90 % erreicht, die Varianz der Störvariablen \hat{s}_e^2 betrug maximal 0,10, im

Tabelle 3: Quantifizierung von unternehmerischen Beschäftigterwartungen (separate Frühjahrs- u. Herbstschätzung)
Regressionsansatz: $Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t + a_4 Z_t^2 + e_t$

Bereich	Erhebungsmonat der ersten und letzten unternehmerischen Planangabe	Parameterschätzwerte					100R ²	DW	F	$\frac{\hat{s}_e^2}{e}$
		\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	\hat{a}_3	\hat{a}_4				
Verarbeitende Industrie ¹⁾	Frühjahr (Mai 1963 – Mai 1972; 10 Beobachtungen)	+0,8630 (0,355)	+0,0801** (0,0173)	-0,0000145 (0,0000169)	-0,0577 (0,0280)	+0,000532 (0,000416)	91,64**	1,78	13,70	0,087
	Herbst (Nov. 1973–Sept. 1972; 10 Beobachtungen)	-0,0446 (0,158)	+0,0454* (0,0171)	+0,0000237 (0,0000181)	-0,0576** (0,0128)	+0,000768** (0,000188)	98,20**	2,68	68,12	0,029
Investitionsgüterindustrie ²⁾	Frühjahr (Mai 1963 – Mai 1972; 10 Beobachtungen)	+0,8030 (0,364)	+0,0680** (0,0135)	-0,00000445 (0,00000737)	-0,0491 (0,0272)	+0,000372 (0,000381)	93,01**	1,99	16,64	0,093
	Herbst (Nov. 1963–Sept. 1972; 10 Beobachtungen)	+0,6420* (0,182)	+0,1070** (0,0121)	-0,0000318** (0,00000779)	-0,0845** (0,0132)	+0,000855** (0,000158)	98,67**	1,96	92,51	0,027
Verbrauchsgüterindustrie	Frühjahr (Mai 1963 – Mai 1972; 10 Beobachtungen)	+1,0500 (0,500)	+0,0478 (0,0603)	+0,000167 (0,000236)	-0,0753 (0,0390)	+0,000775 (0,000619)	87,73**	1,88	89,35	0,104
	Herbst (Nov. 1963–Sept. 1972; 10 Beobachtungen)	-0,0173* (0,292)	+0,0352 (0,0186)	+0,0000885* (0,0000349)	-0,0237 (0,0190)	+0,000349 (0,000251)	96,20**	1,32	31,62	0,043

* Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,05 gesicherte Parameter

** Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 gesicherte Parameter
Die Klammern enthalten den Standardfehler der Parameterschätzwerte

1) Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl, Luftfahrzeugbau sowie Nahrungs- und Genußmittel

2) Ohne Luftfahrzeugbau

Tabelle 4: Konjunkturtestergebnisse, Beschäftigtenprognosen und Beschäftigtenentwicklung in der Industrie

Bereich	1963		1964		1965		1966	
	Mai	Nov.	Mai	Okt.	Mai	Okt.	Mai	Okt.
Verarbeitende Industrie ¹⁾								
Erwartungen hinsichtlich der Beschäftigtenzahl ²⁾	+1	+11	+11	+12	+11	+9	±0	-31
Mangel an Arbeitskräften ²⁾³⁾	38	48	53	61	53	49	22	10
Veränderung der Beschäftigtenzahl (in %) ⁴⁾								
amtliche Statistik	-0,51	-0,62	+0,30	+0,08	+0,05	-0,44	-0,59	-2,75
Ex-ante-Schätzung (Durchschnittsschätzung) Standardfehler der Regressionsreste	-	-	-	-	-	-	-	-
Ex-post-Schätzung (Durchschn.-schätzung; 22 Beobachtungen)	-0,69	-0,16	-0,18	-0,11	-0,18	-0,30	-0,38	-2,17
Ex-post-Schätzung (separate Frühjahrs- und Herbstschätzung; jeweils 10 Beobachtungen)	-0,48	-0,47	+0,16	-0,06	+0,16	-0,55	-0,15	-2,65
Investitionsgüterindustrie ⁵⁾								
Erwartungen hinsichtlich der Beschäftigtenzahl ²⁾	+1	+13	+18	+18	+15	+11	+1	-33
Mangel an Arbeitskräften ²⁾³⁾	37	48	58	66	53	45	21	9
Veränderung der Beschäftigtenzahl (in %) ⁴⁾								
amtliche Statistik	-0,36	-0,13	+0,54	+0,60	+0,15	-0,30	-0,51	-2,30
Ex-ante-Schätzung (Durchschnittsschätzung) Standardfehler der Regressionsreste	-	-	-	-	-	-	-	-
Ex-post-Schätzung (Durchschn.-schätzung; 22 Beobachtungen)	-0,69	+0,02	+0,32	+0,37	+0,13	-0,09	-0,27	-1,99
Ex-post-Schätzung (separate Frühjahrs- und Herbstschätzung; jeweils 10 Beobachtungen)	-0,44	-0,13	+0,41	+0,52	+0,25	-0,30	-0,01	-2,43
Verbrauchsgüterindustrie								
Erwartungen hinsichtlich der Beschäftigtenzahl ²⁾	±0	+1	+4	+5	+8	+9	-1	-24
Mangel an Arbeitskräften ²⁾³⁾	39	51	50	60	59	60	28	13
Veränderung der Beschäftigtenzahl (in %) ⁴⁾								
amtliche Statistik	-0,96	-0,60	-0,29	+0,11	-0,21	+0,29	-0,80	-2,36
Ex-ante-Schätzung (Durchschnittsschätzung) Standardfehler der Regressionsreste	-	-	-	-	-	-	-	-
Ex-post-Schätzung (Durchschn.-schätzung; 22 Beobachtungen)	-0,53	-0,49	-0,32	-0,17	+0,01	+0,10	-0,44	-2,31
Ex-post-Schätzung (separate Frühjahrs- und Herbstschätzung; jeweils 10 Beobachtungen)	-0,70	-0,28	-0,37	+0,01	-0,22	+0,20	-0,50	-2,33

1) Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl, Luftfahrzeugbau sowie Nahrungs- und Genußmittel.

2) Test-Salden.

3) Firmenanteile in %; 1963, 1964 und 1965: April und Oktober; 1966 bis 1969: Mai und September.

4) Veränderungsrate der Zahl der Industriebeschäftigten im Durchschnitt der vier auf den Erhebungszeitpunkt der Beschäftigterwartungen folgenden Monate.

5) Ohne Luftfahrzeugbau.

1967		1968		1969		1970		1971			1972			1973	
Mai	Okt.	Mai	Okt.	Mai	Okt.	Mai	Sept.	Jan.	Mai	Sept.	Jan.	Mai	Sept.	Jan.	Mai
-17	-5	+21	+27	+33	+25	+15	+8	±0	-4	-11	-13	-1	±0	+15	+13
1	3	18	34	50	55	41	39	23	19	12	7	13	13	19	26
-0,52	-0,39	+1,59	+0,62	+1,41	+0,44	+0,59	-0,55	-0,14	+0,09	-1,15	-0,14	+0,09	-0,14	+0,64	-
-	-	-	-	-	+0,84 (±0,41)	+0,14 (±0,39)	-0,30 (±0,39)	+0,04 (±0,39)	-0,62 (±0,38)	-0,75 (±0,38)	-0,56 (±0,40)	-0,13 (±0,40)	±0 (±0,41)	+0,71 (±0,44)	+0,35 (±0,43)
-0,66	+0,04	+1,16	+1,11	+1,52	+0,83	+0,19	-0,25	-0,41	-0,54	-0,74	-0,67	-0,13	-0,07	-	-
-0,48	-0,49	+1,54	+0,61	+1,43	+0,67	+0,55	-0,71	-	-0,36	-1,14	-	+0,12	-0,16	-	+0,74 (±0,30)
-17	-3	+26	+36	+44	+37	+24	+16	+4	-5	-10	-13	-2	+2	+20	+20
2	2	19	37	59	65	53	49	29	22	10	5	13	12	18	30
-0,41	+0,08	+1,86	+1,15	+1,79	+1,09	+0,76	-0,07	-0,32	-0,07	-1,33	-0,43	+0,04	+0,11	+0,88	-
-	-	-	-	-	+1,70 (±0,32)	+0,67 (±0,30)	+0,17 (±0,33)	-0,24 (±0,30)	-0,60 (±0,30)	-0,45 (±0,29)	-0,33 (±0,31)	-0,19 (±0,37)	+0,09 (±0,35)	+1,16 (±0,35)	+0,78 (±0,34)
-0,73	+0,25	+1,48	+1,50	+1,62	+1,40	+0,70	+0,22	-0,29	-0,74	-0,63	-0,61	-0,19	+0,14	-	-
-0,43	+0,16	+1,70	+1,04	+1,82	+1,10	+0,82	+0,13	-	-0,44	-1,15	-	+0,10	-0,04	-	+0,99 (±0,30)
-18	-6	+15	+17	+17	+7	+1	-5	-8	-4	-8	-9	-1	-3	+5	-2
0	4	21	33	40	45	23	24	14	18	17	12	15	16	23	19
-0,95	-0,49	+1,15	+0,53	+0,67	-0,02	-0,01	-0,60	-0,43	-0,07	-0,49	-0,27	+0,08	-0,23	-0,23	-
-	-	-	-	-	-0,21 (±0,28)	-0,50 (±0,29)	-1,05 (±0,29)	-0,85 (±0,29)	-0,59 (±0,30)	-0,80 (±0,26)	-0,59 (±0,25)	-0,09 (±0,25)	-0,23 (±0,22)	±0 (±0,23)	-0,28 (±0,24)
-0,87	+0,02	+0,87	+0,85	+0,77	-0,14	-0,21	-0,59	-0,50	-0,37	-0,60	-0,50	-0,09	-0,23	-	-
-0,78	-0,34	+1,10	+0,62	+0,91	-0,10	-0,22	-0,57	-	-0,25	-0,65	-	+0,05	-0,42	-	-0,20 (±0,33)

tung bei der Prognoseerstellung beizumessen als der Durchschnittsschätzung. In Tabelle 4 sind bereits die so ermittelten Prognosewerte für die Entwicklung der Zahl der Industriebeschäftigten in den Monaten Juni bis einschließlich September 1973 ausgewiesen.

3. Aktuelle Prognose der Beschäftigtenentwicklung im Zeitraum Juni bis einschließlich September 1973*

Unter Verwendung der aktuellen Parameterschätzwerte (vgl. Tab. 3 und 6) ergibt sich als Prognose der Beschäftigtenentwicklung für die Monate Juni 1973 bis einschl. September 1973:

Bereich	Durchschnittsschätzung	Separate Frühjahrschätzung
Verarbeitende Industrie ¹⁾	+ 0,35 %	+ 0,74 %
Investitionsgüterindustrie ²⁾	+ 0,78 %	+ 0,99 %
Verbrauchsgüterindustrie	— 0,28 %	— 0,20 %

¹⁾ Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl, Luftfahrzeugbau sowie Nahrungs- und Genußmittel.

²⁾ Ohne Luftfahrzeugbau.

* Die Arbeit wurde Anfang Juli 1973 abgeschlossen.

Die Zahl der Industriebeschäftigten wird nach beiden Prognosen in den kommenden Monaten nur geringfügig zunehmen. Dieses Ergebnis deckt sich auch mit anderen Informationen, die keinen ähnlich heißen Boom wie 1969/70, sondern eher einen „bescheideneren“ konjunkturellen Gipfel, etwa in der Dimension des Höhepunkts von 1965, erwarten lassen. In den vergangenen Monaten hat zwar infolge der lebhaften Nachfrage der Anteil der Firmen zugenommen, die ihre Produktionstätigkeit durch Arbeitskräftemangel beeinträchtigt sahen. Der entsprechende Meldeanteil war allerdings im Mai mit 26 % (nach 19% im Januar 1973) nicht annähernd so hoch wie in früheren Boomphasen (vgl. Abbildung). Auch die Entwicklung der Reihe „offene Stellen“ signalisiert bisher keine Oberhitzungserscheinungen am Arbeitsmarkt. Die Firmen scheinen auch in den nächsten Monaten nicht mit einer spürbaren Überforderung der Produktionskräfte zu rechnen. Hierauf deutet — neben den wenig expansiven Beschäftigtenplänen — der relativ geringe Anteil der Firmen hin, die ihre technische Kapazität im Hinblick auf die gegenwärtige und die in den nächsten zwölf Monaten zu erwartende Auftragssituation als nicht ausreichend bezeichneten. Erwähnenswert ist auch, daß die Beschäftigtenpläne gegenüber dem Januar 1973 sogar leicht nach unten revidiert worden sind.

Tabelle 6: Aktuelle Parameterschätzwerte*)

Regressionsansatz: $Y_{(t+4)/t} = a_0 + a_1 X_t + a_2 X_t^3 + a_3 Z_t + a_4 Z_t^2 + e_t$

Bereich	Parameterschätzwerte					Durbin Watson Statistik (DW)	Korrelationskoeffizient bzw. Bestimmtheitsmaß		Standardfehler der Regressionsreste ($\hat{\sigma}_e$)	F
	\hat{a}_0	\hat{a}_1	\hat{a}_2	\hat{a}_3	\hat{a}_4		R	R ²		
Verarbeitende Industrie insgesamt ¹⁾	+0,507 (0,361)	+0,0635** (0,0206)	+0,00000861 (0,0000202)	-0,0499 (0,0271)	+0,000444 (0,000375)	2,689	0,90	0,81	0,43	17,99
Investitionsgüterindustrie ²⁾	+0,575* (0,253)	+0,0724** (0,0123)	-0,00000737 (0,00000716)	-0,0537** (0,0183)	+0,000477 (0,000239)	2,893	0,94	0,89	0,35	33,61
Verbrauchsgüterindustrie	+0,565* (0,252)	+0,0567** (0,0163)	+0,0000704 (0,000037)	-0,0483** (0,0169)	+0,000520* (0,000229)	2,001	0,93	0,87	0,29	27,93

Erläuterungen siehe Tabellen 1 und 2

*) Beobachtungszeitraum: Beschäftigterwartungen Mai 1963 bis einschl. September 1972 und Arbeitskräftemangel (jeweils Berichtsmonat).

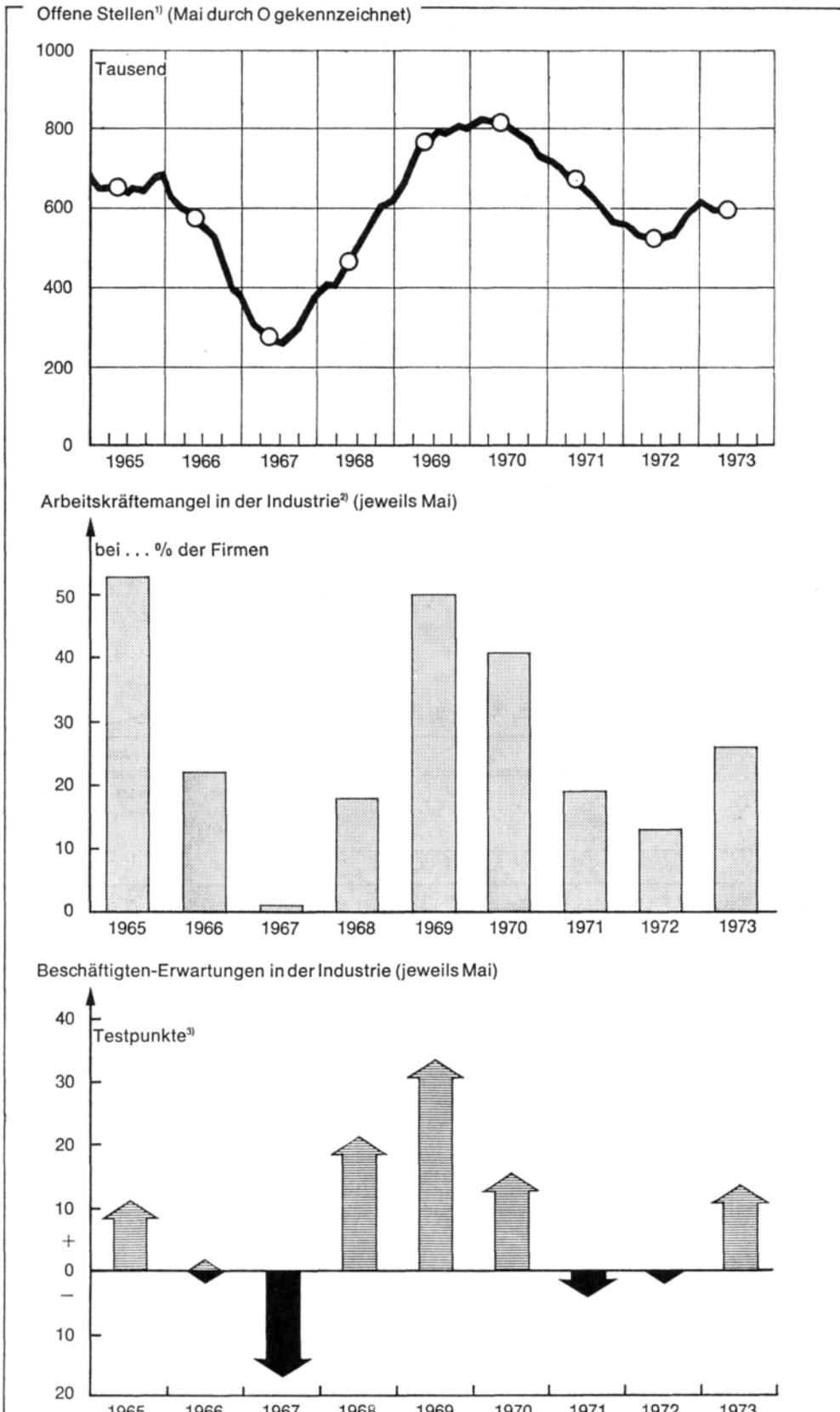
Letzte Beschäftigtenzahl laut amtlicher Statistik: Januar 1973.

Es wurden von jeder Zeitreihe jeweils 22 Werte herangezogen.

¹⁾ Ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl, Luftfahrzeugbau sowie Nahrungs- und Genußmittel.

²⁾ Ohne Luftfahrzeugbau.

Indikatoren zum Arbeitsmarkt



¹⁾ Deutsche Bundesbank, saisonbereinigt.

²⁾ Verarbeitende Industrie im Bundesgebiet einschl. West-Berlin, ohne Eisenschaffende Industrie, Gießereien, NE-Metalle, Chemie, Mineralöl sowie Nahrungs- und Genußmittel.

³⁾ Prozentsalden aus den Meldungen über eine erwartete Zunahme oder Abnahme der Beschäftigtenzahl für die nächsten 3 bis 4 Monate.

Quelle: Ifo-Konjunkturtest.