

- [14] Die Abkopplungsthese läßt sich auch anhand anderer Indikatoren nachweisen. Vgl. hierzu: Stender, J.: Jugendarbeitslosigkeit in Duisburg. In: Arbeitsmarkt Ruhrgebiet 3. Jg. (1984) Heft 7, S.9 ff.
- [15] Vgl. hierzu: Kutscha, G.: Ausbildungsversorgung und Berufsnot Jugendlicher im Ruhrgebiet, und Stender, J.: Zur berufsbildungsstatistischen Bedeutung und Problematik regionaler Strukturanalysen in bezug auf die Ausbildungsversorgung Jugendlicher — dargestellt an der Ruhrgebietsregion Duisburg. Veröffentlicht in: Beiheft 5 zur Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik, Wiesbaden 1984.
- [16] Vgl. z. B. Hegelheimer, A.: Struktur- und Prognosemodell des Berufsbildungssystems in der Bundesrepublik Deutschland, Berlin 1981.
- [17] Dieser Ansatz wurde bereits angeregt durch den Beitrag von Fenger, H./Gottlieb, V./Stoß, F.; Nürnberg 1970, vgl.: BIBLIOGRAPHIE — Literatur zum Thema —

BIBLIOGRAPHIE — Literatur zum Thema —

- ALTHOFF, H.: Entwicklungen der Berufsbildungsstatistik und Probleme ihrer bildungspolitischen Verwertung. In: Berufsbildung in Wissenschaft und Praxis 13 (1984) 3, S. 77—81.
- BRANDES, H. u. a.: Angebot und Nachfrage nach betrieblichen Ausbildungsplätzen in den Arbeitsamtsbezirken (Berichte zur beruflichen Bildung, Heft 40), Berlin 1982.
- BUNDESINSTITUT FÜR BERUFSBILDUNG (Hg.): Materialien zum Expertengespräch: Problemregionen der beruflichen Bildung, Berlin 1978.
- FENGER, H./GOTTSLEBEN, V./STOSS, F.: Bildungsstatistik in der Bundesrepublik Deutschland. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 3. Jg. (1970), S. 61—86.

Winand Kau

Mittelfristige Vorausschätzung der Nachfrage nach Ausbildungsplätzen bis 1988

Problemstellung

Der Ausbildungsstellenmarkt hat auch 1984 wieder alle Rekorde geschlagen. Die Nachfrage der Jugendlichen nach betrieblichen Ausbildungsplätzen stieg ein weiteres Mal kräftig an (1984: 764 000, 1983: 725 000, 1982: 666 000), obwohl doch die Jahrgangsstärke der Jugendlichen im Alter von 15 bis 18 Jahren, der Gruppe also, für die das duale System eigentlich da ist, längst den Höhepunkt überschritten hat. Die Nachfrageentwicklung hat sich offensichtlich von der demografischen Entwicklung abgelöst. Gleichsam wie auf ein geheimes Kommando, stürzen sich die Jugendlichen in die betrieblichen Ausbildungsgänge. Sie tun dies nicht mehr nur um sich zu qualifizieren. Als weitere Triebfeder ist die Furcht vor der Arbeitslosigkeit hinzugekommen. Denn nur durch eine Lehre kommt man an Einkommen in Gestalt einer vergüteten Ausbildung heran und erwirbt gleichzeitig die Berechtigung für den späteren Bezug von Arbeitslosengeld. Dadurch zieht das Ausbildungssystem vermehrt auch solche Gruppen an, die unter normalen Arbeitsmarktbedingungen einen anderen Qualifizierungsweg gewählt hätten.

Angesichts dieser Lage stellen sich viele Beobachter des Geschehens die bange Frage, wo dies denn noch hinführen soll; wann die Nachfrage — von den sinkenden Schulabgängerzahlen gezogen — wieder zurückgeht und wann die Ausbildungsbetriebe vom Nachfragedruck etwas entlastet werden können. Durch eine Vorausschätzung der Nachfrage für einen Mindestzeitraum von etwa 3 bis 4 Jahren können hierfür Anhaltspunkte gewonnen werden.

Darstellung der Prognosemethode

Der mittelfristige Prognosehorizont erfordert eine andere statistisch-methodische Behandlung als die kurzfristige Vorausschau auf das jeweils nächste Jahr. Während es bei der Kurzfristprognose genügt, die bekannten, aktuellen Strukturen (den Ist-Stand des laufenden Jahres) mit relativ geringfügigen Modifikationen fortzuschreiben, muß für einen mehrjährigen Zeitraum das Verhalten des zu prognostizierenden Systems (im vorliegenden Fall die Ausbildungsplatznachfrage) über viele Jahre beobachtet werden. Längerfristige Vorausschätzungen sind gewissermaßen Trägheitsprognosen, die auf der „Schwerfälligkeit“ (oder Reaktionsträgheit) von wirtschaftlichen und sozialen Systemen beruhen.

Die längerfristige Vorausschätzung läßt sich in methodischer Hinsicht in drei Teile gliedern. [1] Im ersten Schritt verschafft man sich eine Vorstellung von den Bestimmungsgründen, die für

die Nachfrageentwicklung grundsätzlich verantwortlich sind. Das heißt, es wird ein theoretisches Erklärungsmodell der Ausbildungsplatznachfrage gebildet. Dieses wiederum schafft die Basis für einen statistisch-ökonomischen Prognoseansatz. Das Erklärungsmodell ist auf die Hauptbestimmungsgründe beschränkt. Normalerweise gibt es neben diesen wichtigen Faktoren (der Einfachheit halber zunächst mit X_1, X_2, \dots, X_n bezeichnet) noch andere, nicht näher bekannte, für sich betrachtet unwichtige Einflußfaktoren, die sich der statistischen Messung entziehen. In der Gesamtheit üben sie allerdings einen nicht vernachlässigbaren Effekt aus. Man behilft sich damit, letztere in einem additiven Störterm (u), von dem man annimmt, daß er durchweg $(0, \sigma^2)$ -normalverteilt ist, zusammenzufassen. Die Normalitätsannahme stützt sich auf den in der Statistik grundlegenden zentralen Grenzwertsatz. [2] Die Störvariable hat den Mittelwert 0 (und die Streuung σ^2); dadurch ist sichergestellt, daß sich die positiven und negativen Abweichungen in der Summe ausgleichen. Die Störvariable hat folglich keinen systematischen Einfluß auf den Prognosegegenstand.

Bezeichnet man die gesamte Nachfrage aller Jugendlichen nach betrieblichen Ausbildungsplätzen mit GNA, dann kann man das theoretische Erklärungsmodell wie folgt schreiben:

$GNA = f(X_1, \dots, X_n) + u$. Die Regressionsfunktion f ist jedoch unbekannt. Der zweite Schritt auf dem Weg zum Prognosemodell besteht darin, aus den gegebenen Beobachtungswerten GNA_t und X_{it} die unbekanntes Funktionsparameter (die Koeffizienten und die Streuung der Störvariablen) zu schätzen. Um die Schätzung zu vereinfachen, geht man dabei meist von einer linearen Funktionalbeziehung aus:

$$(1) \quad GNA_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + \dots + a_n X_{nt} + u_t; \quad t = 1, \dots, T$$

Dabei wird die Methode der kleinsten Quadrate angewendet. Dieses Schätzprinzip stellt die Koeffizienten so ein, daß die Summe der quadrierten Abweichungen der Störvariablen über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg (den Stützbereich der Schätzung) — also $\sum u_t^2$ — ein Minimum wird. [3] Sind die Koeffizienten ermittelt, dann lassen sich die u_t und damit auch deren Streuung als Restgröße (Residuum) aus (1) errechnen. Auch diese haben folglich Schätzwert-Status.

Die lineare Beziehung (1) enthält in Gestalt von a_0 ein konstantes Element (Absolutglied, Achsenabschnitt), dem keine echte Variable, sondern nur eine Scheinvariable in Form einer Konstanten zugeordnet ist. Das Absolutglied ist häufig eine Folge der Linearitätsannahme. Ist der „wirkliche“ Zusammenhang jedoch nicht-linearer Natur, dann ergibt sich meist auch dann

ein von Null verschiedenes Absolutglied für die linearisierte Bestimmungsgleichung, wenn der Achsenabschnitt der nicht-linearen Beziehung in Wirklichkeit gleich Null ist. Die sachbezogene Interpretation des Absolutgliedes ist dadurch oftmals eingeschränkt.

Die Parameterschätzwerte sind mit Schätzfehlern behaftet, denn die eigentlichen oder „wahren“ Werte sind unbekannt. Die Frage ist also, wie genau die Schätzungen sind. Sie ist nur zu beantworten, wenn man sich darauf verlassen kann, daß die Störvariable nach einem bekannten, fest vorgegebenen Zufallsmodell zustande gekommen ist. Einige Merkmale wurden zum Teil schon genannt: Der (bedingte) Erwartungswert der Störvariablen ist Null; ihre Streuung hängt bei gegebenen X_t nicht von der Zeit ab, sie ist für alle t gleich σ^2 . Darin eingeschlossen ist, daß die u_t nicht in sich und nicht mit den Erklärungsfaktoren X_t korreliert sind. Die u_t sind bei gegebenem X_t normalverteilt. Hinzu kommen noch gewisse Regularitätsbedingungen, die z. B. sicherstellen, daß die Minimierungsaufgabe eindeutig lösbar ist.

Unter diesen Voraussetzungen kann man sogenannte Konfidenzintervalle für die Koeffizientenschätzwerte berechnen und feststellen, ob sie signifikant von Null verschieden sind. Mit einer vorzugebenden Konfidenzwahrscheinlichkeit (meist wählt man dabei 95%) liegt dann der unbekannte, „wahre“ Koeffizient innerhalb dieses Intervalls. Ein weiteres wichtiges Gütezeichen der Schätzung ist das Bestimmtheitsmaß (Quadrat des multiplen Korrelationskoeffizienten R). Das Bestimmtheitsmaß gibt an, welcher Anteil der Streuung der abhängigen Variablen – im vorliegenden Fall ist das die Ausbildungsplatznachfrage – durch den Schätzansatz erklärt worden ist. [4] Um festzustellen, ob eine der wichtigsten stochastischen Eigenschaften der Störvariablen, nämlich die Autokorrelationsfreiheit der u_t , erfüllt ist, wendet man meist noch den sogenannten Durbin-Watson-Test an. [5] Wenn zwischen den u_t und u_{t-1} keine Autokorrelation besteht, die u_t also frei variieren können, dann ist die Durbin-Watson-Testvariable gleich 2,0. Liegt die Testvariable wesentlich unter 2,0, dann besteht Verdacht auf positive, ist sie größer als 2,0, dann besteht Verdacht auf negative Autokorrelation zwischen den Residuen.

Der dritte Schritt, um statistisch-ökonomische Vorausschätzungen zu gewinnen, umschließt die eigentliche Prognosephase. Für diese Aufgabe verwendet man die Gleichung (2) ohne die Residuen u_t :

$$(2) \hat{GNA}_\tau = a_0 + a_1 \hat{X}_{1\tau} + a_2 \hat{X}_{2\tau} + \dots + a_n \hat{X}_{n\tau}; \tau = 1, 2, 3 \dots$$

Der Laufindex τ statt t gibt die Prognoseperiode an, also z. B. die Jahre 1985 bis 1988. Die \wedge -Kopfmachen der Variablen (gesprochen z. B. X_1 – Dach) kennzeichnen den Prognosecharakter. Um Prognosewerte für die Ausbildungsplatznachfrage zu gewinnen, müssen für die exogenen Variablen plausible oder anderweitig prognostizierte Vorgaben ermittelt und in (2) eingesetzt werden. Bei den Prognosewerten der abhängigen Variablen (GNA) handelt es sich mithin um bedingte Vorausschätzungen. Sie gelten nur unter der Voraussetzung, daß für die exogenen Größen (die X_t) zutreffende Vorgaben gemacht worden sind. Neben dem Vorhersagefehler für die exogenen Variablen gibt es aber noch andere Prognosefehlerquellen. Der erste von ihnen ist der sogenannte Spezifikationsfehler. Er setzt sich aus den Fehlern im Erklärungsmodell, aus Operationalisierungs- und Beobachtungsfehlern der Modellvariablen und aus Fehlern des Funktionsansatzes (wenn die Linearisierung keine gute Annäherung an die tatsächliche Funktionalbeziehung ist) zusammen. Eine weitere Fehlerquelle hängt von den Schätzfehlern in den Parameterwerten (Koeffizienten und Residualstreuung) ab. Der Spezifikationsfehler läßt sich durch sorgfältigen Aufbau der Gleichung und Test der Schätzergebnisse (vor allem Prognosetests) meist in Grenzen halten. Ähnliches gilt für den Schätzfehler. Die eingangs genannte Eigenschaft der Trägheit von Systemen wirkt sich hier ebenfalls stabilisierend aus.

Nicht vernachlässigt werden kann jedoch der Störvariablenfehler. Aufgrund ihrer Zufallseigenschaft gibt es für die Störvariablen keine zeitbezogenen Prognosewerte für u_τ . Man weiß nur, daß sie im Mittel gleich Null sind und der mittlere quadratische Fehler gleich dem Schätzwert von σ^2 ist. Ähnlich den Konfidenzintervallen bei den Koeffizientenschätzwerten, läßt sich auch hier ein Prognoseintervall berechnen. Ist die Normalverteilungshypothese gegeben, dann beträgt das Prognoseintervall bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent ungefähr: $GNA_\tau \pm 2,0 \cdot \sigma$. [6]

Ergebnisse des Schätzmodells

a) Theoretisches Erklärungsmodell

Die Ableitung eines theoretischen Erklärungsmodells der Ausbildungsplatznachfrage ist im Prinzip einfach. Die Ausbildungsplatznachfrage wird gemäß Berufsbildungsförderungsgesetz abgegrenzt: Neu abgeschlossene Ausbildungsverträge plus unvermittelte Bewerber um Berufsausbildungsstellen, beide zum Stichtag 30. September. Es leuchtet unmittelbar ein, daß die Nachfrage vor allem von der demografischen Entwicklung, wie sie sich in den Schulabgängerzahlen niederschlägt und von den Wünschen der Jugendlichen in den verschiedenen Schulabgängergruppen nach einer betrieblichen Berufsausbildung abhängt. Diese beiden Faktoren allein geben jedoch noch kein vollständiges Bild, denn die Ausbildungsplatzchancen sind nicht gleich verteilt. Unbeschadet ihrer Übergangswünsche gibt es eine Gruppe von Schulabgängern (z. B. jugendliche Ausländer oder Hauptschüler ohne Abschluß), deren Aussichten auf eine Lehrstelle unmittelbar nach Schulabgang vergleichsweise gering sind. Im Erklärungsmodell muß diese Jugendlichengruppe von den übrigen Schulabgängern abgesetzt werden. Hinzu kommen noch besondere Einflüsse des Arbeitsmarktes. Wie einleitend bereits ausgeführt, hat in den letzten Jahren auch die Jugend Arbeitslosigkeit den Wunsch nach einer Ausbildung verstärkt.

Aus diesen Überlegungen können vier theoretische Erklärungsvariablen bestimmt werden: Schulabgängerstruktur, Übergangsverhalten, Jugendliche, die noch für eine Ausbildung befähigt werden müssen, bzw. die an einer Ausbildung nicht interessiert sind sowie der Arbeitsmarkteinfluß. Die nächste Aufgabe besteht darin, diese Faktoren statistisch zu operationalisieren, d. h. in Variablen mit möglichst langen Zeitreihen umzuformen. Denn je länger die Zeitreihen, um so besser ist die empirische Informationsbasis für die Parameterschätzung der Nachfragegleichung.

Die Schulabgänger (SA) werden in zwei Kategorien aufgeteilt:

- Schulabgänger aus der Sekundarstufe I (mit und ohne Hauptschulabschluß, Abgänger mit Realschul- oder entsprechendem Abschluß); Variablen-Symbol: SA1
- Schulabgänger mit Fachhoch- und Hochschulreife; Variablen-Symbol SA2

Die Schulabgänger aus beruflichen Vollzeitschulen (Berufsvorbereitungsjahr, Berufsgrundbildungsjahr, Berufsfachschulen) sind gegenüber den Abgängern aus der SEK I keine unabhängige Kategorie. Denn sie sind in den Absolventenjahrgängen aus SEK I des Vorjahres ($t-1$) und Vorvorjahres ($t-2$) weitgehend enthalten und brauchen aus diesem Grund nicht noch einmal berücksichtigt zu werden.

Die Datenquelle des Übergangsverhaltens der Schulabgängergruppen ist die jährliche Schulabgängerbefragung der Länder. Diese Wunschübergangsquoten wiederum (ÜQ1, ÜQ2) werden zusammen mit den zugehörigen Schulabgängern zur ersten erklärenden Variablen: „Jugendliche mit Übergangswünschen in die betriebliche Berufsausbildung“ (ÜGW) verbunden.

$$(3) \text{ÜGW}_t = SA1_t \cdot \text{ÜQ1}_t + SA2_t \cdot \text{ÜQ2}_t; t = 1961, \dots, 1984$$

Da die Absolventen aus beruflichen Vollzeitschulen zur Vermeidung von Doppelzählungen nicht gesondert erfaßt wurden, ist es erforderlich, nicht nur die Übergänge aus dem laufenden Jahr (ÜGW_t), sondern auch aus den Vorjahren (ÜGW_{t-1} und

$\dot{U}GW_{t-2}$) als eigenständige Erklärungsgrößen zu behandeln. Ein ähnlicher Effekt des Auseinanderklaffens von Abgangsjahr und Nachfragejahr existiert bei den männlichen Hochschulberechtigten, die ihre Ausbildungswünsche erst nach Rückkehr aus dem Militär-/Zivildienst verwirklichen können.

Über die zu erwartenden Koeffizienten dieser Variablen in der geschätzten Nachfragegleichung lassen sich a priori einige Aussagen machen. Nicht alle Jugendlichen, die gesagt haben, sie würden einen Ausbildungsplatz anstreben, können diesen Wunsch im laufenden Jahr auch realisieren. Ein Teil der Jugendlichen wird nach Verlassen der Schule unter dem Eindruck des aktuellen Ausbildungsgeschehens seine Pläne ändern wollen (oder müssen). Infolgedessen sollte der Koeffizientenschätzwert für $\dot{U}GW_t$ positiv und kleiner als 1 sein, wenn auch nicht zu sehr unter 1 liegen.

Die Koeffizienten zu den $\dot{U}GW$ -Variablen sind keine geschätzten Realisierungsquoten. Sie sind – wie die übrigen Koeffizienten auch – partielle Differentialquotienten. [3] Sie geben den partiellen Einfluß einer Erklärungsvariablen im Kontext der übrigen Bestimmungsgrößen, also bei gegebener Erklärungsstruktur an. Es ist aber anzunehmen, daß zwischen den (unbekannten) Realisierungsquoten und den Koeffizienten ein enger Zusammenhang besteht. Gemäß dieser Hypothese sollte der Koeffizientenschätzwert für $\dot{U}GW_t$ zwischen 0,5 und 1,0, die Koeffizienten der verzögerten Varianten dagegen unter 0,5 liegen.

Ein Indikator für die Gruppe der Jugendlichen, die es bei der Suche nach einem Ausbildungsplatz oftmals schwerer als andere haben (JVA), findet man in Gestalt der Schüler im Berufsvorbereitungsjahr sowie der Schüler ohne Ausbildungsvertrag im ersten Schuljahr an Teilzeitberufsschulen. Da diese Jugendlichengruppe die Nachfragerrechnung des laufenden Jahres formalstatistisch (wenn auch nicht in der politischen Bewertung) entlastet, sollte der Koeffizientenschätzwert negativ sein. Zu erwarten ist, daß sein Betrag über 1 liegt, denn die in der Variablen erfaßten Jugendlichen sind nur ein Teil der relevanten Gesamtgruppe.

Für die vom Arbeitsmarkt ausgehenden Einflüsse auf die Nachfrage kommen im Prinzip mehrere Variablenalternativen in Frage. Zu denken wäre an die Gesamtzahl der Arbeitslosen, an die jugendlichen Arbeitslosen bis zu 20 oder bis zu 25 Jahren. Auch die unvermittelten Bewerber um Berufsausbildungsstellen könnten von Bedeutung sein. Eine weitere a-priori-Ungewißheit über die Variablenspezifikation besteht in der Verzögerung des Erklärungsfaktors. Da nach aller Erfahrung eine gewisse Zeit verstreicht, bis sich die Veränderung von äußeren Rahmenbedingungen im Verhalten von Gruppen niederschlägt, wird man erwarten müssen, daß sich der Arbeitsmarktfaktor nicht unmittelbar, sondern nach Ablauf einer gewissen Verzögerung auswirkt. Der in dieser Hinsicht best- abgesicherte Arbeitsmarktfaktor waren die jugendlichen Arbeitslosen bis zu 25 Jahren (JAL) aus der Vorperiode ($t-1$).

Die letzte Erklärungsvariable ist ein statistischer Korrekturfaktor (KORR) mit der Aufgabe, Beobachtungsfehler im Datenmaterial des Stützbereiches aufzufangen. Denn einige Daten liegen für die Zeit vor 1976 zum Teil nur lückenhaft vor. Um dennoch möglichst lange Zeitreihen zu erhalten, mußten einige Variablen (so z. B. die Neuabschlüsse in der Nachfrage und die Wunsch-Übergangsquoten für die Schulabgänger aus SEK I und II) unter Verwendung von Indikatoren rückgerechnet werden. Da aber die Rückrechnung auch nur eine Schätzung und dadurch mit Fehlern behaftet ist, die sich zwangsläufig in der Nachfragegleichung fortpflanzen, wurden erstere an einigen Stellen des Stützbereiches durch eine Korrekturvariable (vgl. Spalte 5 der Tabelle) neutralisiert.

Einige Bemerkungen zur Qualität des Zahlenmaterials sind hier anzufügen. Die Rückrechnung der neuen Ausbildungsverträge (NAA) wurde mittels eines mehrstufigen Indikatorverfahrens durchgeführt. Ausgangspunkt für die Rückrechnung ab 1975 war

einmal die durchschnittliche Ausbildungszeit der Auszubildenden (AZB), die unter Berücksichtigung der Anlernberufe in den sechziger Jahren bei etwa 2,5 Jahren gelegen haben dürfte. Eine zweite Informationsquelle für die Rückrechnungsprozedur lag in Gestalt der Teilnehmer an Abschlußprüfungen (PRÜF) und der gesamten Abgänger aus der betrieblichen Berufsausbildung (ABG) vor. Letztere konnten ab 1975 aus der Bilanzgleichung: $AZB_t = AZB_{t-1} + NAA_t - ABG_t$ direkt errechnet werden. Die Regressionsbeziehung: $ABG_t = f(\text{PRÜF})$ wurde rückextrapoliert und die Neuabschlüsse aus der Bilanzgleichung rechnerisch ermittelt. Schließlich wurden Informationen über den Ungelerntenanteil an den Berufsschülern in den sechziger Jahren zum Plausibilitätstest der Rückrechnung herangezogen. Aufgrund der geringen Bedeutung von vollzeitschulischen Ausbildungsgängen wurden direkte Übergänge aus SEK I in die betriebliche Berufsausbildung in Höhe von rund 70 Prozent angenommen (vgl. Tabelle, S. 12).

Damit ist das theoretische Erklärungsmodell spezifiziert. Es besteht aus der Definitionsgleichung (3) sowie aus einem Funktionsansatz mit den folgenden Variablen:

$$(4) \widehat{GNA}_t = f(\dot{U}GW_t, \dot{U}GW_{t-1}, \dot{U}GW_{t-2}, JVA_t, JAL_{t-1}, KORR_t)$$

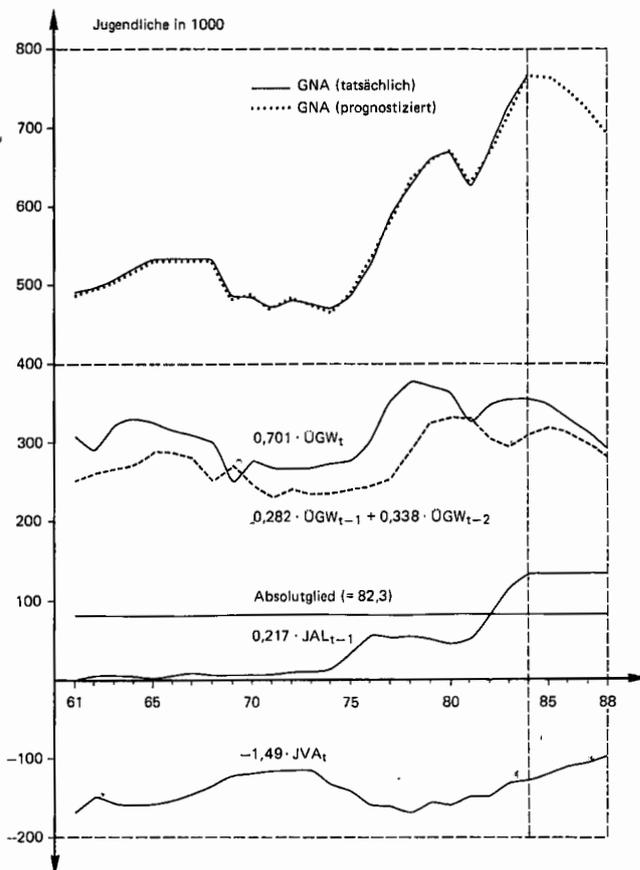
b) Bestimmungsgleichung für die Ausbildungsplatznachfrage

Die Parameterschätzung zu (4) – das sind die Koeffizienten der linearen Gleichung und die Standardabweichung der Residuen – erbrachte nach der Methode der kleinsten Quadrate die folgenden Ergebnisse:

$$(5) GNA_t = 82,322 + 0,7014 \dot{U}GW_t + 0,2820 \dot{U}GW_{t-1} + 0,3382 \dot{U}GW_{t-2} + 0,2172 JAL_{t-1} - 1,4880 JVA_t + 16,1696 KORR_t + u_t$$

Die Komponenten der geschätzten Nachfragegleichung (ohne Korrekturfaktor)

$$GNA_t = 82,3 + 0,701 \dot{U}GW_t + 0,282 \dot{U}GW_{t-1} + 0,338 \dot{U}GW_{t-2} + 0,217 JAL_{t-1} - 1,488 JVA_t + 16,17 KORR_t + u_t$$



Das statistische Datenmaterial zur Ausbildungsplatzprognose

Jahr	Ausbildungsplatznachfrage (GNA)		Arbeitslose bis 25 Jahren	Jugendliche ohne Ausbildung	Korrekturvariable	Jugendliche mit Ausbildungswünschen ÜGW	Schulabgänger		Wunschübergangsquoten		
	tatsächlich	geschätzt					aus SEK I	mit Hochschulberechtigung	zu SA1	zu SA2	
	1	2	JAL	JVA	KORR	ÜGW	SA1	SA2	ÜQ1	ÜQ2	
	a)	b)		c)		d)					
1961	490	488	8	113	0	437	622	60	70	3	
1962	497	495	13	100	0	415	590	61	70	3	
1963	506	506	14	111	0	458	651	62	70	3	
1964	519	519	11	110	0	467	665	58	70	3	
1965	532	532	8	110	0	461	657	52	70	3	
1966	533	532	13	103	0	447	635	54	70	4	
1967	532	532	44	97	0	440	625	64	70	4	
1968	533	534	21	90	0	428	635	74	67	4	
1969	485	484	14	81	0	355	549	80	64	4	
1970	485	486	18	79	0	390	633	91	61	4	
1971	469	470	29	76	0	380	644	109	58	6	
1972	480	480	39	76	0	380	676	130	55	6	
1973	476	477	51	77	0	379	698	149	53	6	
1974	470	468	158	90	0	391	718	167	53	6	
1975	485	486	287	94	-0,30	394	697	173	54	10	
1976	527	529	257	106	0	426	691	200	59	10	
1977	585	585	268	107	0	503	776	212	61,5	12	
1978	626	628	246	113	-0,50	539	824	219	62,4	11,2	
1979	660	660	192	103	-1,00	530	839	192	59,7	15,1	
1980	667	670	225	107	+0,60	518	828	221	58,0	17,0	
1981	628	629	375	98	-0,30	461	791	257	52,7	17,4	
1982	665	665	531	101	0	494	817	281	53,8	19,5	
1983	725	724	623	87	0	509	807	299	54,5	23	
1984	764	763	582	86	0	514	780	310	55,6	26	
		Prognosen		Vorgabewerte für die Nachfrageprognose							
1985	—	764	625	75	0	498	735	310	56,0	28	
1986	—	750	625	75	0	469	682	310	56,0	28	
1987	—	725	625	70	0	445	636	305	56,0	29	
1988	—	697	625	65	0	417	586	295	56,0	30	

Quellen:

Der Bundesminister für Bildung und Wissenschaft:
Berufsbildungsberichte.

Derselbe: Grund- und Strukturdaten

Statistische Veröffentlichungen der Kultusministerkonferenz:
Dokumentation 85, Dezember 1983

Bundesanstalt für Arbeit:

Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (ANBA)

Schülerbefragungen der Bundesländer

Eigene Berechnungen

a) Nachfrage in der gesetzlichen Abgrenzung (Neue Verträge und unvermittelte Bewerber)

b) Geschätzte Nachfrage gemäß Gleichung 5

c) Schüler ohne Ausbildungsvertrag im 1. Schuljahr an Teilzeitberufsschulen und Schüler im Berufsvorbereitungsjahr

d) $\text{ÜGW} = \text{SA1} \cdot \text{ÜQ1} + \text{SA2} \cdot \text{ÜQ2}$

Die Gütekriterien für die Schätzung lauten wie folgt:

Bestimmtheitsmaß (R^2 in %) = 99,98

Standardabweichung der Residuen = 1,70

Durbin-Watson-Testvariable = 1,98

Konfidenzintervalle für die geschätzten Koeffizienten bei fünfprozentiger Irrtumswahrscheinlichkeit gemäß t-Verteilung:

$a_0 = 83,32 \pm 8,50;$ $a_1 = 0,70 \pm 0,04;$

$a_2 = 0,28 \pm 0,04;$ $a_3 = 0,34 \pm 0,03;$

$a_4 = 0,22 \pm 0,01;$ $-a_5 = 1,49 \pm 0,10;$

$a_6 = 16,17 \pm 3,10.$

Da die Null in keinem Konfidenzintervall vorkommt, ist die Schätzung gegenüber der Nullhypothese signifikant. Die Koeffizienten a_2 (für ÜGW_{t-1}) und a_3 (für ÜGW_{t-2}) sind jedoch nicht signifikant verschieden. Ein (grober) Hinweis sind die sich überlappenden Konfidenzintervalle. Der Schätzwert der Nachfrage im Stützbereich des Modells (das ist die Gleichung 5 ohne die Residuen u_t ; vgl. Spalte 2 der Tabelle) weicht im Durchschnitt um 1,7 nach oben und unten (alle Variablen sind in 1000 dimensioniert) ab. Die Autokorrelation (erster Ordnung) der geschätzten Residuen ist gemäß Durbin-Watson-Test wie gefordert näherungsweise gleich Null.

Berechnung der Nachfrageprognosen

Zur Berechnung von Prognosen für die Ausbildungsplatznachfrage sind zunächst Vorgabewerte für die Erklärungsvariablen ÜGW, JVA und JAL festzulegen. Die Korrekturvariable ist im Prognosebereich durchweg gleich Null. Man findet die Vorgabewerte im unteren Teil der Tabelle. Bei den Schulabgängerprognosen (einschließlich JVA) handelt es sich um Voraus-schätzungen der Kultusministerkonferenz (Dokumentation 85, Dezember 1983).

Die Übergangsquoten aus der Sekundarstufe I steigen bis 1986 noch auf 56 Prozent und bleiben dann bis 1988 unverändert. Die Übergangswünsche der Hochschulberechtigten dagegen wachsen bis 1988 schrittweise auf 30 Prozent an. Dabei handelt es sich wohlgerne um **Annahmen und nicht um Prognosen**. Auch die Vorgabewerte für den Arbeitsmarktfaktor begründen sich durch Annahmen. Es wird unterstellt, daß die Jugend-arbeitslosigkeit bis 25 Jahre auf dem Niveau von etwa 625 000 unverändert bleibt.

Setzt man diese Vorgabewerte in die Schätzgleichung (5) ein, dann erhält man folgende Prognosen: 1985: 764 000, 1986: 750 000, 1987: 725 000 und 1988: 697 000. Das Prognoseintervall für zufallsbedingte Abweichungen vom tatsächlichen Wert (nur Störvariablenfehler) beträgt beim ersten Prognosewert etwa 4000 nach oben und unten [6]. Danach könnte sich die Nachfrage von 1985 nur unwesentlich von der des Vorjahres unterscheiden. Der Rückgang wird sich jedoch voraussichtlich ab 1986 beschleunigen; aber erst 1988 wird die Nachfrage wieder unter 700 000 sinken.

Die Unwägbarkeiten dieser Prognose liegen aber auch auf der Angebotsseite. Denn die neu abgeschlossenen Ausbildungs-verträge betragen 1984 etwa 92 Prozent der Nachfrage und 97 Prozent des Angebotes. Mit einer Nachfragevorausschätzung wird somit – zumindest dem Entwicklungstrend nach – implizit auch eine Aussage über die voraussichtliche Angebotsentwicklung gemacht. Es ist jedoch eine offene Frage, ob die Ausbildungs-bereitschaft der Betriebe auf dem dafür erforderlichen hohen Niveau gehalten werden kann. Legt man nämlich die Erfahrungen aus der Vergangenheit zugrunde, dann ist der steile Angebotsanstieg in den letzten Jahren auch der Tatsache zu verdanken, daß die Betriebe die Übernahmequoten nach Ausbildungsabschluß drastisch gesenkt haben. Dadurch öffnete sich zwischen Ausbildungsleistung und Einstellung von Fachkräften eine Schere. Verfahren die Betriebe unter dem Eindruck

sinkender Schulabgängerzahlen in der Zukunft umgekehrt, das heißt, werden die Übernahmequoten für ausgebildete Jugendliche wieder angehoben, dann geht das Angebot stärker zurück als die oben errechnete Nachfrage.

Anmerkungen

- [1] Frohn, J.: Grundausbildung in Ökonometrie; Berlin, New York 1980, S. 14 ff. Schneeweiß, H.: Ökonometrie; Würzburg, Wien 1971, S. 89 ff. Schönfeld, P.: Methoden der Ökonometrie, Band 1; Berlin, Frankfurt a.M. 1969, S. 51 ff.
- [2] Frohn, J., a.a.O., S. 80. Schneeweiß, H., a.a.O., S. 40 und S. 349 ff.
- [3] Die Methode der kleinsten Quadrate für die Koeffizientenschätzung läßt sich in der Matrizenschreibweise wie folgt darstellen (H. Schneeweiß, a.a.O., S. 94/95).

y ist ein (Tx1)-Vektor, X die (Txn+1)-Matrix der erklärenden Variablen, a der (n+1)-Vektor der Koeffizientenschätzwerte und u der (Tx1)-Residuenvektor:

$$y = Xa + u \text{ bzw.}$$

$$u = y - Xa$$

$$\tilde{u}'\tilde{u} = (y - Xa)'(y - Xa) = y'y - 2y'Xa + a'X'Xa \rightarrow \min_a$$

Durch partielles Differenzieren nach a:

$$\frac{d\tilde{u}'\tilde{u}}{da} = -2 X'y + 2 X'Xa$$

und Nullsetzen erhält man:

$$X'Xa = X'y \text{ bzw.}$$

$$a = (X'X)^{-1} X'y$$

[4] $R^2 = 1 - \frac{s^2(u)}{s^2(y)}$ (mit $s^2 =$ Streuungsoperator)

[5] Durbin-Watson-Testvariable (d):

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (u_t - u_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T u_t^2} \approx 2 - 2\rho$$

mit $\rho =$ Autokorrelationskoeffizient.

[6] Das Prognoseintervall gilt jedoch nur für eine Prognose. Werden mehrere Prognoseperioden erfaßt (im vorliegenden Fall sind es vier), dann bedient man sich des sogenannten Toleranzintervalls. Die Intervallberechnung ist formal die gleiche, nur der Wert für k ist größer als im Falle des Prognoseintervalls. Das Toleranzintervall gibt an, daß auf lange Sicht mit einer vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit (z. B. 5% oder 1%) mindestens 90 Prozent der Prognosewerte im Toleranzintervall liegen. Wegen dieser doppelten Bedingtheit verzichtet man meist auf die Berechnung von Toleranzintervallen (vgl. H. Schneeweiß a.a.O., S. 76 ff.).

Egon Meerten / Klaus Dieter Weyrich

Evaluation in der Berufsbildung – Aspekte eines Evaluationsansatzes am Beispiel des Modellversuchs „Industriemeister“

Am Beispiel des vom Bundesinstitut für Berufsbildung durchgeführten Modellversuches „Industriemeister“ werden Erfahrungen und Probleme der Evaluation dieses Modellversuches dargestellt. Aufgrund der herausragenden Stellung der Berufsgruppe Industriemeister für den industriellen Produktionsprozeß kommt diesem Modellversuch besondere Bedeutung zu.

1. Einleitung

Wirtschaftliche, politische und soziale Entwicklungen in der Bundesrepublik Deutschland verändern u. a. industrielle Arbeitsprozesse von Arbeitnehmern. Die Gruppe der Industriemeister wird in spezifischer Weise von diesen Entwicklungen betroffen. Anforderungen an Meister verlagern sich z. B. mehr in die Bereiche organisatorischer und sozialer Kompetenz. Führungsquali-

fikationen, adäquates Erfassen und Organisieren der Zusammenarbeit im Betrieb gewinnen für Meister an Bedeutung (FRÖHNER, POTT, WIESNER, o.J.; FRIELING, MAIER 1980).

Die Weiterbildung von Meistern muß technischen und organisatorischen Entwicklungsprozessen angepaßt werden (WEYRICH, KEMP 1983). Das Bundesinstitut für Berufsbildung stellt sich diesem Adaptionsprozeß u. a. durch curriculare Revisions- und Innovationsprozesse. Die seit 1973 tätige Projektgruppe „Industriemeister“ erarbeitet auf der Grundlage des Berufsbildungsgesetzes (BBiG) in Zusammenarbeit mit Sachverständigen der zuständigen Stellen, Institutionen, Organisationen und Verbänden Rechtsverordnungsentwürfe sowie – als flankierende Maßnahmen – Stoffkataloge und Lehrgangsunterlagen (KALUSCHE, SCHOLZ 1977; BOBER, MOHNS, SCHOLZ, WEYRICH 1982).