BESCHÄFTIGUNGSFUNKTIONEN IN DER ÖSTERREICHISCHEN INDUSTRIE

von

Herbert SCHOBER

Research Memorandum No. 26

September 1968

BESCHÄFTIGUNGSFUNKTIONEN IN DER ÖSTERREICHISCHEN INDUSTRIE

Dkfm. Herbert SCHOBER [x]

I. Vorbemerkung
II. Das Modell
III. Die Daten
IV. Die Ergebnisse
V. Zusammenfassung

Anhang: Eine alternative Formulierung des Modells

I. Vorbemerkung

Als Reaktion auf die Große Depression in den dreißiger Jahren widmente die Wirtschaftstheorie den Bestimmungsgründen des Beschäftigungsniveaus einer Volkswirtschaft und seiner Hochhaltung besonderes Interesse, wobei vor allem die langfristigen Zusammenhänge zwischen Einkommen und Beschäftigung im Vordergrund stehen. Die Periode permanenter Hochkonjunktur nach dem Zweiten Weltkrieg brachte eine Akzentverlagerung von der Beschäftigungs- zur Wachstumstheorie. Erst nach dem Abflauen der Nachkriegskonjunktur und mit dem Auftreten kräftigerer Konjunkturschwankungen begann man sich neben Wachstums- auch

---

x Der Verfasser ist den Herren BUCHSBAUM und KÖHLER vom Institut für Wirtschaftsforschung für ihre geduldige Hilfe bei der Datenbeschaffung und den Herren VOTTER und Dipl.-Ing. DEMELBAUER vom Rechenzentrum des Instituts für Höhere Studien für die Abfassung mehrerer Quellenprogramme für die Datenaufbereitung zu Dank verpflichtet. Die Rechenarbeiten wurden auf der IBM 1620/II des Institutes für Höhere Studien durchgeführt. Die Arbeit wurde ursprünglich in den "Quartalsheften" (II, 19 8) der Girozentrale und Bank der österreichischen Sparkassen, Wien, veröffentlicht.

wieder für Beschäftigungsprobleme zu interessieren, und zwar bezeichnenderweise zunächst in den Vereinigten Staaten und in Großbritannien - in Ländern also, die aus verschiedenen Gründen ein relativ langsames Wachstum bei relativ ausgeprägten Konjunkturschwankungen aufzuweisen hatten, wobei erstmals der kurzfristige Zusammenhang zwischen Produktion und Beschäftigung näher studiert wurde. Auch in der österreichischen Industrie gibt es seit einiger Zeit Symptome, die dem Schlagwort von der "Erhaltung der Arbeitsplätze" unerwünschte Aktualität verliehen haben, und insofern mag eine Untersuchung wie die vorliegende nicht ohne Interesse sein.

Die folgende Arbeit über den kurzfristigen Zusammenhang zwischen Produktion und Beschäftigung in der österreichischen Industrie soll eine Aussage über die Bestimmungsgründe des Beschäftigungsniveaus (in bezug auf den Faktor Arbeit) in den einzelnen Branchen und in der gesamten Industrie ermöglichen. Zu diesem Zweck wird ein für die Branchen der englischen Industrie und für die Gesamtindustrie von zwölf europäischen Ländern bereits mit verhältnismäßig gutem Erfolg getestetes Modell mit den entsprechenden Daten der österreichischen Produktions- und Beschäftigtenstatistik geschätzt. Aus der daraus resultierenden Funktion, die die Beschäftigung in Abhängigkeit von bestimmten Variablen beschreibt, lassen sich gewisse Schlüsse über wichtige Eigenschaften des Produktionsfaktors Arbeit in Zusammenhang mit der Produktion, der Zeit und dem Unternehmerverhalten ziehen.
Im Abschnitt II wird zunächst das Modell beschrieben, und zwar in der Weise, die Frank BRECHLING und Peter O'BRIEN in ihrer Untersuchung über "Short-run Employment Functions in Manufacturing Industries: An International Comparison"

(in The Review of Economics and Statistics, Vol. XLIX, 1967, pp 277-287) bevorzugt haben. Zwei andere Autoren, R.F.BALL und E.B.A. St. CYR ("Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry" in der Review of Economic Studies, Vol. 33, pp 179-2o7, 1966) haben für das gleiche Modell eine mathematisch etwas anspruchsvollere Darstellung gewählt, die - da sie praktisch von den gleichen Annahmen ausgeht wie Brechling und O'Brien - zur gleichen Schätzgleichung führt. Diese Version des Modells wird im Anhang dargestellt. Im Abschnitt III werden die verwendeten Daten kurz beschrieben, im Abschnitt IV die Ergebnisse dargestellt und interpretiert und im Abschnitt V zusammengefaßt.
Gleich eingangs muß allerdings gesagt werden, daß es sich dabei in erster Linie um einen Versuch handelt, der nur zeigen soll, ob und inwieweit es sich lohnt mit Daten auf dem verhältnismäßig niedrigen Aggregationsgrad von Branchen sinnvoll zu arbeiten, und gleich anfangs muß auch betont werden, daß die Ergebnisse dieser Untersuchung - obwohl sie nicht schlechter sind als die von den zitierten Autoren erzielten und damit in bemerkenswerter Weise übereinstimmen - nur als vorläufig gewertet werden können und in vielfacher Hinsicht (darauf wird noch einzugehen sein) ergänzungsbedürftig sind.

II. Das Modell

Folgende Annahmen werden getroffen:

1) Auf kurze Sicht sind für den Unternehmer Absatz, Kapitalstock und Produktionstechnik nicht beeinflußbar, so daß diese Faktoren für das Modell als <u>exogen</u> (vorgegeben) betrachtet werden können. Der Unternehmer kann kurzfristig - sagen wir von einem Quartal zum anderen - weder den

Absatz (z.B. durch forcierte Werbung) besonders kräftig in die Höhe treiben, noch kann er seine maschinelle Ausrüstung und das technische Niveau des Produktionsprozesses in diesen Zeitraum an wechselnde Nachfrageverhältnisse anpassen.

2) Eine etwas restriktivere Annahme als die erste ist jene, daß Absatz und Produktion in einer konstanten Beziehung zueinander stehen, so daß - weil wir den Absatz als exogen annehmen - auch die Produktion zu einer exogenen Variablen wird. (Restriktiv ist diese Annahme deswegen, weil dadurch die Möglichkeit kurzfristiger Lagerbewegungen ausgeschaltet wird, was vor allem für Konsum- und Verbrauchs güterindustrien nicht sehr plausibel ist, weil dort Lagerbestände oft eine sehr große Rolle spielen. Aus statistischen Gründen läßt sich diese Annahme aber kaum umgehen.)
Unter den bisher getroffenen Voraussetzungen läßt sich der vom Unternehmer für notwendig erachtete Einsatz des Produktionsfaktors Arbeit (A_G = gewünschter Arbeitseinsatz) als Funktion der drei exogenen Variablen Produktion, Kapitalstock und Produktionstechnik auffassen[1]:

$$A_G = f(P, K, T) \qquad (1)$$

Dabei ist zu erwarten, daß ceteris paribus A_G mit steigender Produktion steigt ($f'_P > 0$), mit steigendem Kapitaleinsatz und mit besserer Technik sinkt ($f'_K < 0$; $f'_T < 0$).

3) Der gewünschte Arbeitseinsatz A_G ist "zweidimensional" in dem Sinne, daß er mit unterschiedlichen Kombinationen von beschäftigten Personen (A) und durchschnittlicher

---

1) Diese Funktion ist eine Inverse der üblichen Produktionsfunktion P = g (A,K,T). Der Unterschied besteht darin, daß wir nicht die Produktion sondern die Arbeit als endogene (aus dem System bestimmte) Größe annehmen.

Arbeitszeit pro Beschäftigten zu erzielen ist: Der Unternehmer kann - um das an einem Extremfall zu verdeutlichen - eine gewünschte Arbeitszeit von 900 Stunden wöchentlich mit 20 Beschäftigten erreichen, was einer wöchentlichen Arbeitszeit von 45 Stunden pro Beschäftigten entspricht; er könnte aber auch mit 15 Beschäftigten auskommen, die dann je 60 Stunden wöchentlich arbeiten müßten.

Der optimale Beschäftigtenstand (A^*) - jene Anzahl von Beschäftigten, bei der die Lohnkosten bei gegebenem A_G ein Minimum werden - ist unter diesen Umständen eine Funktion der kollektivvertraglichen Normalarbeitszeit pro Beschäftigten (h) und des Verhältnisses $\frac{w_2}{w_1}$ zwischen Überstundenlohnsatz (w_2) und Normalstundenlohnsatz (w_1).h und $\frac{w_2}{w_1}$ sind vom Unternehmer nicht beeinflußbar und in unserem Modell exogene Variable. Der optimale Beschäftigtenstand A^* kann somit wie folgt beschrieben werden:

$$A^* = F\,(A_G,\ h,\ \frac{w_2}{w_1}) \qquad (2)$$

bzw. $$A^* = F\,(\ f\,(P,K,T)\ h,\ \frac{w_2}{w_1}) \qquad (2a)$$

Dabei ist zu erwarten, daß ceteris paribus A^* mit steigendem A_G steigt ($F'_f > 0$), mit steigendem h sinkt ($F'_h < 0$) und mit steigendem $\frac{w_2}{w_1}$ steigt ($F'_{\frac{w_2}{w_1}} > 0$).[2)]

---

2) In welcher Richtung sich A^* bei gleichzeitiger Veränderung der drei exogenen Variablen bewegt, hat Brechling in seiner Untersuchung über "The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries" (in The Review of Economic Studies, Vol. 32, 1965, pp.187-215) ausführlich erörtert. Diese Arbeit enthält auch eine detailliertere als die hier gegebene Beschreibung der kurzfristigen Nachfragefunktion für den Produktionsfaktor Arbeit.

4) Bezüglich der exogenen Variablen und der Form der Funktion (2a) wird Folgendes angenommen:

a) Die Normalarbeitszeit h und das Verhältnis $\frac{w_2}{w_1}$ zwischen Überstundenentlohnung und Normalüberstunden... lohnung sind im Zeitablauf konstant oder ändern sich nur sehr langsam.

b) Kapitalstock (K) und technisches Niveau (T) der Produktion lassen sich als Funktion der Zeit beschreiben. Diese Annahme ist vor allem in bezug auf den Kapitalstock unbefriedigend, läßt sich aber an Mangel an statistischen Daten nicht umgehen. (Bei der Interpretation der Regressionsergebnisse wird darauf noch zurückzukommen sein.)

c) Die Beziehung zwischen dem optimalen Beschäftigtenstand A^* und der Produktion P sowie den durch einen Zeittrend approximierten Variablen Kapitalstock (K) und technisches Niveau (T) ist exponentiell oder - was dasselbe bedeutet - linear in den Logarithmen.

Unter diesen Annahmen läßt sich die Funktion (2a) wie folgt spezifizieren, wobei Z für Zeit steht und B einen Niveauparameter symbolisiert (der dem konstanten Glied in der Regression entspricht und weiters keine Bedeutung hat):

$$A^*_Z = B\, P_Z^{b_1} \cdot e^{b_2 Z} \qquad (3)$$

bzw.[3]: $$\ln A^*_Z = b_0 + b_1 \ln P_Z + b_2 Z \qquad (3a)$$

---

[3] Das Rechnen mit Logarithmen hat den Vorteil, daß man dadurch sofort Elastizitäten erhält, d.h. nach Schätzung von (3a) ist der Koeffizient b_1 als "Arbeitselastizität der Produktion" zu interpretieren und gibt an, um wieviel Prozent sich A_Z verändert, wenn P_Z sich um 1% verändert.

5) Gemäß der bisherigen Betrachtung ist A^*_Z jener Kostenminimale Beschäftigtenstand in der Periode Z, der für die Produktion in dieser Periode erforderlich ist, d.h. es ist angenommen, daß Schwankungen in der Produktion sofort in einer entsprechenden Veränderung von A^* ihren Niederschlag finden: Wenn die Produktion sinkt - um das Kostenminimum zu erhalten - müßte auch die Beschäftigtenzahl verringert werden (und umgekehrt).
Daß diese Annahme nicht der Realität entspricht, braucht angesichts der Starrheit des Arbeitsmarktes nicht besonders begründet zu werden: Es hat sich in der Vergangenheit immer wieder gezeigt, daß kurzfristige Produktionsschwankungen (abgesehen von Saisonbewegungen) auf die Beschäftigung nicht in vollem Ausmaß durchschlagen. Es ist daher notwendig, in das Modell etwas einzubauen, das die <u>Verzögerung der Anpassung</u> der tatsächlichen an die optimale Beschäftigung berücksichtigt.
Zu diesem Zweck wird angenommen, daß in jeder Periode nur ein Teil der eigentlich notwendigen Anpassung der Beschäftigtenzahl (A) an das neue Produktionsniveau durchgeführt wird:

$$\frac{A_Z}{A_{Z-1}} = \left(\frac{A^*_Z}{A_{Z-1}}\right)^{a_3} \qquad (4)$$

Es ist zu erwarten, daß der Anpassungsfaktor a_3 zwischen 0 und 1 liegt; je näher a_3 an 1 herankommt, desto schneller ist die Anpassung der tatsächlichen an die nach unserem Modell optimale Beschäftigung, und umgekehrt geht die Anpassung umso langsamer vor sich, je näher a_3 bei 0 liegt. In logarithmischer Form nimmt (4) folgende Gestalt an:

$$\ln A_Z - \ln A_{Z-1} = a_3 (\ln A^*_Z - \ln A_{Z-1}) \qquad (4a)$$

Aus (4a) ergibt sich folgende Beziehung für die tatsächliche Beschäftigung A_Z:

$$\ln A_Z = a_3 \ln A_Z^* + (1-a_3) \ln A_{Z-1} \qquad (4b)$$

Durch Einsetzen von (3a) in (4b) erhalten wir eine Gleichung für A_Z, die nur noch beobachtbare Größen enthält und daher direkt geschätzt werden kann:

$$\ln A_Z = a_3 (b_0 + b_1 \ln P_Z + b_2 Z) + (1-a_3) A_{Z-1} \qquad (5)$$

Einmultiplizieren von a_3 ergibt:

$$\ln A_Z = a_3 b_0 + a_3 b_1 \ln P_Z + a_3 b_2 Z + (1-a_3) A_{Z-1} \qquad (5a)$$

Wenn wir die Schätzwerte der vier Regressionskoeffizienten mit griechischen Buchstaben α_i $(i = 0,..,3)$ bezeichnen, so erhalten wir als Schätzung des Koeffizienten von $\ln P_Z$: $\alpha_1 = a_3 b_1$, als Schätzung des Koeffizienten von Z: $\alpha_2 = a_3 b_2$, als Schätzung des Koeffizienten von A_{Z-1} : $(1-\alpha_3)$ und als Schätzung des konstanten Gliedes: $\alpha_0 = a_3 b_0$. Mit Hilfe der α_i lassen sich die in (3a) enthaltenen Koeffizienten b_j $(j = 0, ..,2)$ als β_j schätzen. Der Koeffizient bei $\ln P_Z$ als $\beta_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_3}$, der Koeffizient bei Z als $\beta_2 = \frac{\alpha_2}{\alpha_3}$ und das konstante Glied als $\beta_0 = \frac{\alpha_0}{\alpha_3}$.

Die beiden Gleichungen (wobei nur die erste mit der Methode der kleinsten Quadrate tatsächlich geschätzt wird, wogegen die Koeffizienten der zweiten "ausgerechnet" werden) haben damit folgende Form:

$$\ln A_Z = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_Z + \alpha_2 Z + (1-\alpha_3) \ln A_{Z-1} \qquad (6)$$

$$\ln A^*_Z = \beta_0 + \beta_1 \ln P_Z + \beta_2 Z \qquad (6a)$$

In Gleichung (6) sind - wenn das Modell einigermaßen plausibel ist - für die einzelnen Koeffizienten folgende Eigenschaften zu erwarten: $(1 - \alpha_3)$ und daher auch α_3 positiv und zwischen 0 und 1; α_2 relativ klein und negativ (weil im Zeittrend jene Faktoren - Kapitalstock und technischer Fortschritt - zum Ausdruck kommen sollen, die auf die Beschäftigtenzahl dämpfend wirken); α_1 positiv.

In Gleichung (6a) ist der Koeffizient β_1 als "Arbeitselastizität der Produktion" zu interpretieren (siehe Fußnote 3), der Koeffizient β_2 (für den - weil auch $\alpha_2 < 0$ wahrscheinlich ist - ein negatives Vorzeichen erwartet werden kann) gibt jene (prozentuelle) Veränderung von A^* pro Periode an, die auf den Einfluß von Kapitalstock und Technik zurückzuführen ist.

Gleichung (6a) läßt sich leicht in eine "Produktionsfunktion" umformen:

$$\ln P_Z = - \frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \ln A^*_Z - \frac{\beta_2}{\beta_1} Z \qquad (7)$$

$$\text{bzw.} \quad P_Z = B.A^{*\frac{1}{\beta_1}} . e^{-\frac{\beta_3}{\beta_1} Z} \qquad (7a)$$

Diese Umformung empfiehlt sich vielleicht deswegen, weil die Koeffizienten in (7) bzw. die Exponenten in (7a) anschaulicher interpretiert werden können: $\frac{1}{\beta_1}$ ist in diesem Fall die "Produktionselastizität der Arbeit" (die angibt, um wieviel Prozent sich die Produktion ändert, wenn der Arbeitseinsatz um 1% verändert wird); $-\frac{\beta_2}{\beta_1}$ ist jenes Wachstum der Produktion pro Periode Z, das nicht durch den Arbeitseinsatz erklärt wird (wobei für β_2 ein negatives Vorzeichen zu erwarten ist, so daß dieser Bruch positiv wird).

Damit ist die Beschreibung des von Brechling und O'Brien verwendeten Modells beendet. Es wurde zunächst eine Gleichung für den lohnkostenminimalen Beschäftigtenstand A^* entwickelt. Da die Erfahrung zeigt, daß der tatsächliche Beschäftigtenstand A aus verschiedenen Gründen nicht mit dem optimalen Beschäftigtenstand A^* übereinstimmt, wurde für die Beziehung zwischen A^* und A ein Anpassungsmechanismus eingebaut, der es gestattet, die Anpassungsgeschwindigkeit zu erfassen und eine Schätzgleichung für A^* aufzustellen, aus deren Koeffizienten die Koeffizienten der Gleichung A^* errechnet werden können.
Auf eine wichtige Eigenschaft dieses Modells muß allerdings noch hingewiesen werden, weil sie für die Interpretation der Ergebnisse wichtig sein kann: Der Beschäftigtenstand wird allein aus der Nachfrage der Unternehmer nach Arbeitskräften bestimmt, so daß eine eventuelle Knappheit an Arbeitskräften außer Betracht bleibt. Das bedeutet vor allem, daß die Anpassungskoeffizienten vorsichtig behandelt werden müssen. Niedrige Anpassungsgeschwindigkeiten sind daher nicht von vornherein Ausdruck eines entsprechenden Unternehmerverhaltens, sondern können auch auf Knappheit der Arbeitskräfte zurückzuführen sein. Brechling und O'Brien halten diese Beschränkung für nicht allzu gravierend; wir glauben aber, daß sie in Österreich bis vor relativ kurzer Zeit eine ziemlich beträchtliche Rolle gespielt hat. Leider gibt es kein Maß für die Knappheit an Arbeitskräften in den einzelnen Branchen, so daß dieser Einfluß auf unsere Regressionsergebnisse nicht quantitativ erfaßt werden kann. (In ihrer bereits zitierten Arbeit über Beschäftigungsfunktionen in der englischen Industire haben Ball und St.Cyr

einige Branchen auch unter Berücksichtigung der Knappheitsverhältnisse auf dem Arbeitsmarkt untersucht; dabei haben sich interessante Resultate ergeben, worauf wir noch zurückkommen werden.)

III. Die Daten

Zur Schätzung der Gleichung (6) mit dem Verfahren der multiplen Regression wurden folgende Daten der österreichischen Industriestatistik verwendet: Die Produktion (P) der einzelnen Branchen und der Gesamtindustrie wurde aus den Tabellen 5.2 (Branchenindizes der Industrieproduktion I), 5.3 (Branchenindizes der Industrieproduktion II) und 5.1 (Gesamtindex) der Statistischen Übersichten zu den Monatsberichten des Österreichischen Institutes für Wirtschaftsforschung erfaßt. In diesen Statistiken ist die Produktionsentwicklung (1956=100) von 22 Branchen und der Gesamtindustrie verzeichnet, wobei für unsere Zwecke die Monatsdaten durch arithmetische Durchschnittsbildung in Quartalsdaten umgeformt wurden. Für den Zeitraum I. Quartal 1956 bis IV. Quartal 1967 stehen daher insgesamt 48 Beobachtungen pro Branche zur Verfügung, wovon 47 für die Berechnungen verwendet wurden (weil durch die Variable A_{Z-1} - Beschäftigung in der Vorperiode - die erste Beobachtung wegfällt). Die Beschäftigtenzahl A der einzelnen Branchen und der Gesamtindustrie stammen aus der Tabelle 7.5 (Betriebe und Beschäftigte in der Industrie) der oben erwähnten Statistischen Übersichten, wobei die Monatsdaten ebenfalls in Quartalsdaten umgerechnet wurden.

Um die Produktions- mit den Beschäftigtendaten vergleichbar zu machen, mußten einige Umformungen vorgenommen werden: Da der Produktionsindex für die Gesamtindustrie auch die Produktion der Elektrizitätswirtschaft enthält, die in der Beschäftigtenstatistik nicht enthalten ist, wurde der Anteil der E-Wirtschaft aus der Index-Reihe für die Gesamtindustrie eliminiert. Eine Korrektur war auch bei der Summe aller Industriebeschäftigten durch Herausnahme der Filmindustrie notwendig, für die kein Produktionsindex besteht. Außerdem mußten die drei Produktionsindizes der Branchen Bergbau, Magnesitindustrie und Stein- und keramische Industrie zu einem Index zusammengewichtet werden, weil die Beschäftigtenzahlen der Magnesitindustrie nicht gesondert, sondern zum Teil beim Bergbau und zum Teil bei der Stein- und keramischen Industrie erfaßt sind.[4] Kombiniert worden sind auch die Produktionsindizes der Nahrungsmittel- und der Tabakindustrie, weil in der Beschäftigtenstatistik die Tabakarbeiter in der Nahrungs- und Genußmittelindustrie enthalten sind.

Nach diesen Bereinigungen verblieben die folgenden zwanzig Reihen, die - zumindest soweit es der Verfasser beurteilen kann - vergleichbare Werte für Produktion und Beschäftigtenzahl liefern:

Produktionsstatistik	Beschäftigtenstatistik
Gesamtindustrie-Stromerzeugung	Gesamtindustrie-Filmindustrie
Bergwerke + Magnesitindustrie + Stein- u. keramische Industrie	Bergwerke + Stein- u. keramische Industrie
Erdölindustrie	Erdölindustrie
Eisenerzeugende Industrie	Eisenerzeugende Industrie
Metallerzeugende Industrie	Metallindustrie
Glasindustrie	Glasindustrie
Chemische Industrie	Chemische Industrie

[4] Auch für die Bergwerke und für die eisenerzeugende Industrie werden die Beschäftigten nur gemeinsam ausgewiesen, doch war in diesem Fall eine Trennung möglich.

Papiererzeugende Industrie	Papiererzeugende Industrie
Papierverarbeitende Industrie	Papierverarbeitende Industrie
Holzverarbeitende Industrie	Holzverarbeitende Industrie
Nahrungsmittelindustrie + Tabakindustrie	Nahrungsmittel- und Genußmittelindustrie
Ledererzeugende Industrie	Ledererzeugende Industrie
Lederverarbeitende Industrie	Lederverarbeitende Industrie
Textilindustrie	Textilindustrie
Bekleidungsindustrie	Bekleidungsindustrie
Gießerei-Industrie	Gießerei-Industrie
Maschinen-Industrie	Maschinen-, Stahl- und Eisenbauindustrie
Fahrzeug-Industrie	Fahrzeug-Industrie
Eisen- und Metallwaren-Industrie	Eisen- und Metallwaren-Industrie
Elektroindustrie	Elektroindustrie

Eine größere Schwierigkeit ergab sich bei den Beschäftigtendaten wichtiger Branchen (Eisenerzeugung, Stein- und keramische Industrie, Glas, Chemie, Gießerei, Maschinen-, Stahl- und Eisenbau, Eisen- und Metallwaren) und bei jenen der Gesamtindustrie insofern, als im Dezember 1965 rund 1.000 bis dahin vernachlässigte Beschäftigte in die Statistik aufgenommen wurden, womit zum Teil sehr beträchtliche Umreihungen innerhalb der genannten Branchen verbunden waren. Da die korrigierten Daten für die Jahre 1956 bis zum Zeitpunkt dieses Bruches nur als Jahresdurchschnitte rückgerechnet wurden, mußten für unsere Zwecke die Quartalsdurchschnitte geschätzt werden, indem die Quartalsverteilung der alten Durchschnitte auf die neuen Jahresdurchschnitte umgelegt wurde. (D.h. es ist angenommen, daß sich die hinzugekommenen bzw. die abgegangenen Beschäftigten so auf die einzelnen Quartale verteilen, wie die Beschäftigten jener Branche, der sie zu- bzw. abgerechnet

Die Umschichtung[6] zwischen den einzelnen Branchen bestand im Wesentlichen darin, daß Beschäftigte, die früher der Maschinen-, Stahl- und Eisenbauindustrie, der Gießereiindustrie und der chemischen zugerechnet gewesen waren, zur eisenerzeugenden Industrie transferiert wurden. Außerdem wurde eine bestimmte Beschäftigtengruppe von der Eisen- und Metallwaren-Industrie zur Glasindustrie übertragen. Die Größenordnung dieser Änderungen fällt vor allem bei der eisenerzeugenden Industrie ins Gewicht, deren Beschäftigtenstand sich für die Jahre 1956 bis 1965 dadurch um rund 15 bis 20 % erhöht hat.

Die <u>Zeitvariable</u> Z (die einzelnen Quartale) wurde von 0,01 bis 0,48 durchnummeriert, wobei aus technischen Gründen mit Hundertsteln gearbeitet wurde: Da die Rechnenanlage die Regressionsergebnisse mit vier Dezimalstellen ausdruckt, hätte die Gefahr bestanden, daß bei einer Quartalsbezeichnung von 1 bis 48 der Zeitkoeffizient - für den von vornherein sehr kleine Werte zu erwarten waren - verloren geht bzw. zu ungenau wird. Durch die Eingabe der Quartale als Hundertstel erhält die Zeit in der Regression das 100fache Gewicht, was bei der Interpretation dadurch zu berücksichtigen ist, daß der Regressionskoeffizient (α_2) der Zeit (und dessen Standardfehler) durch 100 zu dividieren ist. Die Größenordnung der anderen Regressionskoeffizienten bleibt von diesem Trick unberührt.

---

[5] Zum Beispiel: Der alte Jahresdurchschnittsstand einer Branche hat 10.000 Beschäftigte betragen und ist aus folgenden Quartalsdurchschnitten zustandegekommen: I.Quartal 9.000, II.Quartal 11.000, III.Quartal 11.000, IV.Quartal 9.000. Wenn der korrigierte Jahresdurchschnitt 11.000 Beschäftigte beträgt, so wird wie folgt verteilt: I.Quartal 9.900, II.Quartal 12.100, III.Quartal 12.100, IV.Quartal 9.900.

[6] Durch diese Revision der Beschäftigtendaten mußte auch die Produktivitätsstatistik überholt werden.

Eine Saisonbereinigung der Produktions- und Beschäftigtendaten ist bei diesem auf die kurze Frist abgestellten Modell nicht notwendig, zur Ausschaltung von "autonomen" Saisonschwankungen wurden jedoch Scheinvariable (Dummies) eingeführt, d.h. die Quartale zwei (Q_2), drei (Q_3) und vier (Q_4) wurden als erklärende Variable in die Schätzgleichung (6) aufgenommen. Dabei wird folgendermaßen verfahren: Wenn es sich um eine das zweite Quartal betreffende Beobachtung handelt, erhält die Variable Q_2 den Wert 1, die beiden anderen Quartalsvariablen jedoch den Wert 0; wenn die Beobachtung einem dritten Quartal entstammt, ist $Q_3 = 1$ und Q_2 und $Q_4 = 0$ und wenn es sich um eine Beobachtung aus dem vierten Quartal eines Jahres handelt, ist $Q_4 = 1$ und Q_2 und $Q_3 = 0$. (Der Einfluß des ersten Quartals wird im konstanten Glied α_0 der Regression aufgefangen.) Auf diese Weise können jene Schwankungen der abhängigen Variblen A_Z erfaßt werden, die sich nicht mit den Bewegungen der unabhängigen Variablen P_Z, A_{Z-1} und Z decken sondern auf den Einfluß der einzelnen Quartale zurückzuführen sind. Die Regressionskoeffizienten von Q_2, Q_3 und Q_4 bezeichnen wir mit γ_2, γ_3 und γ_4.[7]

IV. Die Ergebnisse

Die Ergebnisse der insgesamt zwanzig Regressionen sind in Tabelle * zusammengestellt, wobei die unter jedem Koeffizienten in Klammer angeführte Zahl den Standardfehler[8] des Koeffizienten

---

[7] Die Beziehung (6) erhält dadurch schließlich folgendes Aussehen:

$$\ln A_Z = \alpha_0 + \alpha_1 \ln P_Z + \alpha_2 Z + (1-\alpha_3) \ln A_{Z-1} + \gamma_2 Q_2 + \gamma_3 Q_3 + \gamma_4 Q_4$$

[8] Der Standardfehler gibt an, innerhalb welcher Grenzen der zugehörige Mittelwert (in unserem Fall der Regressionskoeffizient) streut. Je kleiner der Standardfehler im Verhältnis zum Mittelwert ist, desto sicherer ist die Schätzung.

---

* Siehe Seite 34/35

angibt; die durch Unterstreichung hervorgehobenen Koeffizienten sind signifikant auf dem 5%-Niveau[9]. R^2 ist der multiple Korrelationskoeffizient, der angibt, wieviel von der Streuung der abhängigen Variablen von der unabhängigen Variablen "erklärt" wird.[10] d ist der Durbin-Watson-Wert, auf den in diesem Zusammenhang nicht näher eingegangen zu werden braucht. Es genügt zu sagen, daß ein niedriges d - in unserem Fall ein d unter etwa 1,30 - den Verdacht nahelegt, daß die Ausgangsdaten eine Voraussetzung des Rechenverfahrens der Regression nicht erfüllen, so daß die Regressionsergebnisse in diesen Fällen mit Vorsicht zu behandeln sind.

Daß die Qualität der Regressionen vom Standpunkt eines <u>hohen R^2</u> ausgezeichnet ist (14 Branchen haben ein R^2 über 0,995 drei Branchen liegen zwischen 0,90 und 0,95 und nur drei Branchen - die eisenerzeugende Industrie, die Glasindustrie und die Fahrzeug-Industrie - haben ein R^2 von unter 0,90), kann nicht überraschen und sagt leider auch nicht allzuviel, weil praktisch alle Variable in unserer Regression einem <u>Zeittrend</u> unterliegen, was zwangsläufig zu einer hohen Korrelation führt[11].

---

[9] D.h., daß die Hypothese, der entsprechende Koeffizient wäre 0 mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% verworfen werden kann. Es liegt auf der Hand, daß die Signifikanz eines Koeffizienten sehr eng mit seinem Standardfehler zusammenhängt. (In unserem Fall darf der Standardfehler etwa zwei Drittel des Koeffizienten betragen, um noch ein signifikantes Resultat zu erzielen).

[10] Ein R^2 von 0,967 - wie im Fall der Gesamtindustrie - bedeutet daher, daß die abhängige Variable A_Z zu 96,7% von den unabhängigen Variablen P_Z, Z, A_{Z-1} und Q_2, Q_3, Q_4 ausgedrückt werden kann. (Der multiple Korrelationskoeffizient hat die gleiche Bedeutung wie der einfache in einer Regression mit nur einer erklärenden Variablen.)

[11] Die Sprechweise von "erklärenden" und "erklärten" Variablen ist zwar allgemein üblich, aber nicht ganz korrekt. "Erklärt" im Sinne einer Ursache-Wirkung- Beziehung wird von einem Regressionsresultat überhaupt nichts; das ist Sache der Interpretation der

Weit besseren Aufschluß über den Erklärungswert des zugrundeliegenden Modells gibt das Ausmaß der Übereinstimmung mit unseren a priori-Annahmen über Größenordnung und Vorzeichen der einzelnen Koeffizienten, und in dieser Hins   kann man einigermaßen zufrieden sein[12]: $(1-\alpha_3)$ ist in allen Fällen positiv und liegt immer zwischen 0 und 1, α_2 ist mit einer Ausnahme überall negativ und ziemlich klein (zur Rekapitulation: α_2 ist der Koeffizient bei der Zeit, die den Einfluß der Verbesserung der maschinellen Ausrüstung und die Auswirkung des technischen Fortschritts auf die Beschäftigtenzahl aufnehmen soll), und α_1 ist (mit einer Ausnahme) überall positiv. Es stand auch zu erwarten, daß A_Z stärker von A_{Z-1} als von P_Z abhängt.
Für eine genauere Untersuchung, die auch die Signifikanz der Koeffizienten einschließt, trennen wir die Resultate in drei Gruppen: Als "sehr gut" bezeichnen wir jene, wo α_1, α_2, und $(1-\alpha_3)$ signifikant sind, als "genügend" jene, wo neben $(1-\alpha_3)$

---

ad 11) Ergebnisse, die man auf Grund von Plausibilitätsüberlegungen (und alle unsere Modellannahmen sind im Grunde nichts anderes) in der einen oder anderen Form kausal verbindet. Das Regressionsresultat selbst kann uns immer nur Aufschluß über den statistischen Zusammenhang zweier oder mehrerer Variabler geben. (In unserem Falle würden wir praktisch als erklärende Größen alle Variablen mit einigermaßen ausgeprägtem Trend verwenden können - z.B. die Zahl der Toten im Straßenverkehr - und damit hochsignifikante Resultate erzielen, obwohl ein ökonomischer Zusammenhang offensichtlich nicht vorliegt.

12) Es ist vielleicht günstiger, sich zunächst vor Augen zu halten, wie die Gleichung (6) nach Einsetzen der Regressionskoeffizienten aus Tabelle 2 (unter Vernachlässigung der Scheinvariablen) aussieht . Für die Gesamtindustrie z.B. ergibt sich folgende kurzfristige Beziehung zwischen Beschäftigtenzahl im Zeitpunkt Z und der Produktion, der Zeit und den Beschäftigten der Vorperiode:

$$\ln A_Z = -0{,}16+0{,}1965 \ln P_Z-0{,}002415Z+0{,}8842 \ln A_{Z-1}$$

bzw. entlogarithmiert:

$$A_Z = e^{-0{,}16} . P_Z^{0{,}1965} . e^{-0{,}002415Z} . A_{Z-1}^{0{,}8842} \quad (e=2{,}7183)$$

entweder α_1 oder α_2 oder keiner dieser beiden Koeffizienten signifikant ist und als "nicht genügend" jene Ergebnisse, wo einer der Koeffizienten ein "falsches" Vorzeichen (also $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 > 0$, $(1-\alpha_3) \leq 0$) hat. Eine solche Selektion ergibt folgende Aufstellung:

"sehr gut": Gesamtindustrie
Bergbau + Magnesitindustrie + Stein- und keramische Industrie
Erdölindustrie
Eisenerzeugende Industrie
Glasindustrie
Papiererzeugende Industrie
Holzverarbeitende Industrie
Ledererzeugende Industrie
Lederverarbeitende Industrie
Textilindustrie
Gießerei-Industrie
Maschinen-, Stahl- und Eisenbau-Industrie
Elektroindustrie

"genügend": Metallindustrie
Chemische Industrie
Papierverarbeitende Industrie
Bekleidungs-Industrie
Eisen- und Metallwaren-Industrie

---

ad 12) In diesem Zusammenhang ist interessant, zu welcher Beziehung für die österreichische Industrie Brechling in seiner eingangs zitierten Untersuchung gekommen ist:

$$\ln A_t = 0{,}13 + 0{,}1036 \ln P_Z - 0{,}00128 Z + 0{,}8723 \ln A_{Z-1}$$

Brechling hat Quartalsdaten für die Zeit von 1956 bis zum 3. Quartal 1964 verwendet; R^2 ist bei ihm 0,941 und d gibt er mit 1,62 an.

"nicht genügend"

Nahrungs- und Genußmittel-Industrie ($\alpha_1 < 0$)
Fahrzeug-Industrie ($\alpha_2 > 0$)

Zu den "sehr guten" Branchen ist vorderhand nicht mehr zu sagen, als daß sie in bezug auf Produktionsvolumen und Beschäftigtenzahl jeweils mehr als die Hälfte der gesamten Industrie repräsentieren. Interessanter sind die weniger guten Ergebnisse: Deren Ursache liegt nicht darin,daß das Modell für diese Branchen nicht zutrifft, sondern in einem Problem statistischer Natur, das die Ökonometriker mit "Multikollinearität" bezeichnen und einfach darin besteht, daß zwei oder mehrere unabhängige Variable miteinander so hoch korreliert sind, daß nur die Summe des Einflusses dieser Variablen auf die abhängige Größe mit einiger Sicherheit zu ermitteln ist, nicht jedoch das Gewicht, das jeder einzelnen der durch Multikollinearität verbundenen Variablen zukommt. Die Gefahr einer solchen "prohibitiven" Korrelation zwischen abhängigen Variablen ist in unserer Gleichung natürlich besonders zwischen Produktion und Zeit akut, aber auch zwischen Beschäftigung der Vorperiode und Zeit. In unserem Fall liegt Multikollinearität in besonders ausgeprägter Form vor in der chemischen, in der papierverarbeitenden, in der Bekleidungs- und in der Eisen- und Metallwarenindustrie[13]. Worauf die ganz aus dem Rahmen fallenden Resultate für die Nahrungs- und Genußmittelindustrie und für die Fahrzeug-Industrie zurückzuführen sind, ist nicht ohne weiteres erkennbar. Es könnte sein, daß

---

[13] Daß die Korrelationen zwischen zwei oder mehreren abhängigen Variablen bei diesen Branchen erkennbare Einflüsse gezeitigt haben (sie lagen durchwegs über 95%), schließt natürlich nicht aus, daß auch die "sehr guten" Resultate durch Multikollinearität beeinträchtigt sein könnten, denn es gibt noch kein Verfahren zur Festlegung einer kritischen Grenze der Korrelation zwischen abhängigen Variablen, ab der die Schätzung des Einzeleinflusses der multikollinearen Größen problematisch wird (obwohl die Standardfehler klein sind).

es an den Daten liegt (in dem z.B. Produktionsindex und Beschäftigtenzahl nicht die gleiche Grundgesamtheit betreffen). es könnte aber auch sein, daß in diesen Branchen tatsächlich besondere Verhältnisse herrschen, die mit den Voraussetzungen des Modells nicht übereinstimmen. (Bei der Fahrzeug-Industrie wird diese Vermutung durch das R^2 von 0,779 nahegelegt, das von allen Branchen bei weitem am niedrigsten ist, bei der Nahrungs- und Genußmittelindustrie läßt die ungemein hohe Signifikanz der Dummy-Variablen und das besonders niedrige $(1-\alpha_3)$ den Schluß zu, daß hier von den anderen Branchen abweichende Bedingungen vorliegen.)

Von ökonomischem Interesse sind aber weniger die Koeffizienten der Gleichung (6) als viemehr die <u>"implizierten" Parameter</u> der Beziehungen (6a), (7) bzw. (7a). Es handelt sich dabei um die Anpassungsgeschwindigkeit α_3, sowie um β_1 (Arbeitselastizität der Produktion) und β_2 ("technologischer" Rückgang der Beschäftigung" bzw. $\frac{1}{\beta_1}$ (Produktionselastizität der Arbeit) sowie $-\frac{\beta_2}{\beta_1}$ (nicht auf Arbeitskräfteeinsatz zurückzuführendes Wachstum der Produktion, was praktisch dem Produktivitätszuwachs entspricht), je nachdem, ob man von der Beschäftigtenfunktion (6a) ausgeht oder diese in eine "Produktionsfunktion" (7) bzw. (7a) umformt.

Die Werte der "implizierten" Koeffizienten sind in Tabelle 2* zusammengefaßt[14]. Die <u>Anpassungsgeschwindigkeit</u> α_3 - das ist

---

[14] Für die Gesamtindustrie beispielsweise nahmen (6a), (7) und (7a) folgende Form an:

$$(6a): \quad \ln A^*_Z = -1{,}38 + 1{,}6969 \ln P_Z - 0{,}0028Z$$

$$\text{bzw.} \quad A^*_Z = e^{-1{,}38} . P_Z^{\,1{,}6969} . e^{-0{,}0028Z}$$

$$(7): \quad \ln P_Z = e^{0{,}82} . A^{*\,0{,}5893}_Z . e^{0{,}00123Z}$$

* Siehe Seite 36

jener Teil der Differenz zwischen tatsächlicher und optimaler Beschäftigtenzahl, der gemäß dem Modell pro Quartal abgebaut wird - liegt mit Ausnahme der beiden aus dem Rahmen fallenden Branchen Nahrungs- und Genußmittel-Industrie (38,39%) und Fahrzeug-Industrie (47,46%) - im Bereich zwischen 0,70% (chemische Industrie) und 32,72% (eisenerzeugende Industrie); für die Gesamtindustrie hat sich ein Wert von 11,58% ergeben. Diese Prozentsätze sind ziemlich niedrig, liegen aber im großen und ganzen nicht wesentlich unter jenen, die Ball und St. Cyr in ihrer Untersuchung für die britische Industrie ermittelt haben. Das dürfte damit zusammenhängen, daß in Österreich der Arbeitsmarkt im hier betrachteten Zeitraum wesentlich angespannter gewesen ist als in England, wo zeitweise recht beträchtliche Arbeitslosigkeit herrschte, was es den Untenehmern leichter macht, Erhöhungen ihres A^* Rechnung zu tragen. Die Stichhaltigkeit dieses Arguments ließe sich nachprüfen, indem man die einzelnen A^* für jede Periode ausrechnet und mit dem tatsächlichen Beschäftigtenstand A_Z vergleicht; zeigt sich dabei, daß A^*_Z A_Z nachhaltig übersteigt, dann wäre das ein Indiz dafür, daß die Arbeitskräfteknappheit eine wesentliche Rolle spielt. Rein intuitiv wird man aber sagen können, daß die niedrigen α_3 hauptsächlich in überdurchschnittlich expansiven Branchen wie Chemie, Maschinen-, Stahl- und Eisenbau und Elektroindustrie auftreten, was auf den Einfluß von Angebotsbeschränkungen am Arbeitsmarkt hindeutet.

Diese Hypothese wird durch ein weiteres Indiz gestützt: Wenn man die Rangkorrelation zwischen den einzelnen implizierten Koeffizienten [15] errechnet, so ergibt sich eine auf dem

---

[15] Dabei werden die Werte ihrer Größe nach geordnet und mit Rangzahlen (in unserem Fall von 1 bis 20) versehen; sodann wird die Korrelation zwischen den Rangzahlen ermittelt.
Die Rangkorrelationsmatrix hat - unter Ausschaltung der "schlechter Branchen Nahrungs- und Genußmittel-Industrie und Fahrzeug-Industrie folgendes Aussehen:

5%-Niveau signifikante Korrelation nur zwischen α_3 und $\frac{1}{\beta_1}$. Das bedeutet, daß - was aus Tabelle 2 auch ohne diesen Test ersichtlich ist - Branchen mit niedrigen Anpassungsquoten im allgemeinen niedrige $\frac{1}{\beta_1}$ (bzw. hohe β_1) aufweisen. Da $\frac{1}{\beta_1}$ gemäß der Beziehung (7) als Produktionselastizität der Arbeit definiert ist, könnte man wie folgt argumentieren: In Branchen mit niedriger Produktionselastizität der Arbeit bewirkt eine Erhöhung des Arbeitseinsatzes eine unterproportionale Produktionssteigerung. (Wenn in der Maschinen-, Stahl- und Eisenbau-Industrie der Arbeitseinsatz z.B. um 1% erhöht wird, so würde daraus eine 0,48%ige Steigerung der Produktion resultieren.)
Um eine proportionale Produktionssteigerung zu erzielen, muß auch der Einsatz eines anderen Produktionsfaktors - z.B. Realkapital - erhöht werden. Daraus kann man - wenn auch nur vorsichtig und intuitiv - schließen, daß Branchen mit (kurzfristigen) Produktionselastizitäten der Arbeit <1 im allgemeinen ihre Kapazität stark ausnutzen, so daß die Beschäftigung nur Zug um Zug mit Erweiterungs<u>investitionen</u> ausgeweitet wird (soweit die Arbeitsmarktsituation das gestattet. Diese Argumentation bewegt sich allerdings bereits außerhalb der Verifizierungsmöglichkeit des Modells.)
An und für sich sollte man - darauf ist die (langfristige) Theorie der Produktion abgestellt - für alle Branchen <u>Produktionselastizitäten der Arbeit</u> <1 erwarten. Daß sich hier für die Mehrzahl der untersuchten Branchen solche Elastizitäten ergeben, die zum Teil beträchtlich über 1 liegen[16] (was bedeutet

---

ad 15)

	α_3	$\frac{1}{\beta_1}$	$-\frac{\beta_2}{\beta_1}$
α_3	1,000	0,554	-0,021
$\frac{1}{\beta_1}$		1,000	-0,331
$-\frac{\beta_2}{\beta_1}$			1,000

daß eine Erhöhung des Arbeitseinsatzes eine überproportionale Produktionssteigerung zur Folge hat; in der Folge werden wir das als "increasing returns to labour" bezeichnen), steht zwar in Übereinstimmung mit dem, was Ball und St.Cyr für die Branchen der englischen, verschiedene Autoren für die amerikanische und Brechling und O'Brien für die Industrie von anderen europäischen Ländern festgestellt haben, ist aber nichtsdestoweniger ein Phänomen, das einer näheren Untersuchung wert ist, will man es nicht mit der Erklärung bewenden lassen, daß die Unternehmer ihre Vorstellung von Optimalbeschäftigung von vornherein überdimensionieren, wodurch der Effekt einer permanenten Arbeitskräftehortung entsteht.

Bevor auf einige Ursachen für einen Daten-bias in Richtung "increasing returns to labour" eingegangen wird, soll noch ein relativ einfacher Signifikanztest für die $\frac{1}{\beta_1}$ durchgeführt werden: Die Beziehung $\frac{1}{\beta_1} = \frac{\alpha_3}{\alpha_1}$ impliziert für $\frac{1}{\beta_1} > 1$, daß $\alpha_1 < \alpha_3$ bzw. $\alpha_3 - \alpha_1 > 0$. Der Standardfehler von $(\alpha_3 - \alpha_1)$ läßt sich aus der Varianz-Kovarianz-Matrix der Regressionskoeffizienten berechnen[17]. Gemäß diesem Test[18], dessen Ergebnisse in Tabelle 3* zusammengestellt sind (ohne Nahrungs- und Genußmittel-Industrie), ergeben sich für folgende Branchen signifikante "increasing returns to labour": Bergbau + Magnesitindustrie + Stein- und keramische Industrie, eisenerzeugende Industrie, Glasindustrie, holzverarbeitende Industrie, ledererzeugende Industrie, Textilindustrie, Bekleidungs-Industrie, Fahrzeug-

---

[16] bzw. "Arbeitselastiztiäten der Produktion" unter 1

[17] Die Varianz der Summe oder der Differenz zweier Zufallsvariabler setzt sich aus der Summe der beiden Einzelvarianzen zuzüglich der doppelten Kovarianz zusammen.

[18] Für die Genauigkeit kann der Verfasser nicht die Hand ins Feuer legen, weil sich bei der Berechnung verschiedene Ungereimtheiten gezeigt haben, die vorderhand nicht geklärt werden konnten.

* Siehe Seite 37

Industrie. "Decreasing returns" ($\frac{1}{\beta_1} < 1$) sind signifikant für die Gesamtindustrie, für die Elektroindustrie und für die Gießerei-Industrie. (Bemerkenswert scheint uns in diesem Zusammenhang, daß Brechling und O'Brien auf Basis dieses Tests für die österreichische Industrie 1956 bis 1964 zu insignifikanten "increasing returns" kommen und daß Ball und St. Cyr für fast alle Branchen der englischen Industrie signifikante "increasing returns" erhielten.)

Obwohl unsere Ergebnisse in die em Punkt mit der traditionellen Theorie besser übereinstimmen als Untersuchungen für andere Länder, bleibt dennoch die Tatsache bestehen, daß in der Mehrzahl der Branchen "increasing returns" vorzuherrschen scheinen. Abgesehen davon, daß das der Wirklichkeit entsprechen könnte, gibt es allerdings eine Reihe von Ursachen, für einen bias in Richtung "increasing returns" die rein statistischer Natur oder auf eine Unzulänglichkeit des Modells zurückzuführen sind:

1) Eine (allerdings nicht zu umgehende) Inkonsistenz in den Daten liegt darin, daß die Produktion durch einen Index mit konstanten Gewichten aus dem Jahre 1956 erfaßt wird, der die Produktionsentwicklung so widerspiegelt, als ob sich die Industriestruktur seit 1956 nicht geändert hätte, wogegen in den Beschäftigtenzahlen Strukturverschiebungen sehr wohl zum Ausdruck kommen. Der Index der Gesamtproduktion tendiert dazu, stagnierende Branchen zu stark und expandierende zu schwach zu repräsentieren, wodurch dieser Gesamtindex die tatsächliche Produktionsentwicklung unterschätzt und mit der Zeit obsolet wird. Der jetzt verwendete Produktionsindex z.B. stand - ohne Stromerzeugung und ohne Tabakindustrie - im Jahresschnitt 1966 auf 162,1 (1956 =100); bei einer Branchengewichtung gemäß den Nettoproduktionswerten 1966 hätte sich ein Indexwert von 170,0 ergeben. Beim Gesamtindex mögen die Abweichungen relativ gering sein, weil sich die Fehler zum Teil ausgleichen. Bei den Branchenindizes hingegen, die auf

Basis eines konstanten Warenkorbes (auf Grund des Produktionszensus 1954) berechnet werden, fallen Änderungen in der Produktionsstruktur der Branchen weit stärker ins Gewicht, was ebenfalls tendenziell zu einer Unterschätzung der Produktion führt, weil neue Produkte unberücksichtigt bleiben[19]. Es ist anzunehmen, daß ein "richtiger" Produktionsindex das Gewicht der Variablen P_Z in unseren Regressionen erhöhen würde. Ein höheres β_1 würde ceteris paribus zu einem kleineren Wert von $\frac{1}{\beta_1}$ bzw. zu einem höheren Wert von β_1 führen, wodurch wahrscheinlich in der einen oder der anderen Branche die jetzt signifikanten "increasing returns to labour" verschwinden würden. (In absehbarer Zeit wird sich diese Sache klären lassen, weil ein auf den Zensusdaten 1964 beruhender Produktionsindex in Arbeit ist.)

2) Ein weiterer Grund für einen bias liegt darin, daß eine wichtige erklärende Variable - nämlich der Kapitalstock - aus Datenmangel nicht explizit aufgenommen werden konnte und durch die "Ersatzvariable" Z möglicherweise nur unvollkommen berücksichtigt wird. Das hat zur Folge, daß in der aus der Beschäftigungs- abgeleiteten Produktionsfunktion als einziger Produktionsfaktor die Arbeit aufscheint, deren Erklärungsanteil an der Produktionsentwicklung dadurch tendenziell überbewertet wird.

---

[19] Als im Jahre 1961 die Arbeiten am (damals) neuen Produktionsindex abgeschlossen wurden, zeigte sich folgendes: "Der neue Index steigt wie sein Waren- und Gewichtungsschema sowie die Aufnahme neuer Waren erwarten ließ, etwas stärker als der alte. Die Unterschiede ..., sind jedoch verhältnismäßig gering. Die zum Teil beträchtlichen positiven und negativen Abweichungen in den Branchenindizes gleichen sich großteils aus." ("Der neue Index der österreichischen Industrieproduktion", Beilage Nr. 69 zu den Monatsberichten des Wirtschaftsforschungsinstitutes, Wien 1961, S. 12)

3) Es ist denkbar - B all und St.Cyr haben sich damit eingehend auseinandergesetzt, - daß nur für einen Teil der Beschäftigten ein direkter Zusammenhang mit der Produktion besteht. Diese Trennung in "direct" labour und in "overhead labour" entspricht etwa unseren Begriffen von "Arbeitern" und "Angestellten", wobei es a priori plausibel scheint, daß man zu anderen Resultaten kommt, wenn man die Berechnungen nur mit der Anzahl der Arbeiter durchführt (was mit der österreichischen Statistik prinzipiell möglich wäre). Ball und St. Cyr haben das für einige Branchen gemacht, sind aber dadurch nicht von den "increasing returns" weggekommen. Eine wesentliche Verfeinerung des Modells könnte dadurch erreicht werden, daß man anstelle von Beschäftigtenzahlen mit produktiven Arbeitsstunden rechnet, was aber auf große statistische Schwierigkeiten stößt. Ball und St. Cyr hatten für einige Branchen Unterlagen über "nominal hours" (das dürfte dem Begriff der "bezahlten Arbeitsstunden" entsprechen) zur Verfügung und haben auch damit Berechnungen angestellt, was allerdings ebenfalls "increasing returns to labour" ergab. Da die Vermutung naheliegt, daß sich die "nominal hours" von den "productive hours" ("geleisteten Arbeitsstunden") beträchtlich unterscheiden, und da anzunehmen ist, daß dieser Unterschied umso größer wird, je geringer die Kapazitätsauslastung (angenähert durch die Arbeitslosenrate in der jeweiligen Branche) ist, haben die ge-

nannten Autoren die "nominal hours" in diesem Sinne korrigiert. Tatsächlich haben sich dadurch in sechs von zehn Fällen "increasing" in "decreasing returns" verwandelt.

Zu betrachten bleiben schließlich noch die "implizierten" Koeffizienten β_2 und $-\frac{\beta_2}{\beta_1}$ (Tabelle 3). β_2 ist ein Maß für die auf Grund der technologischen Entwicklung (wobei nicht nur der technische Fortschritt sondern auch der Einfluß der Investitionen erfaßt ist) sinkende Arbeitsintensität der Produktion pro Quartal und steht in engem Zusammenhang mit dem Produktivitätsmaß $-\frac{\beta_2}{\beta_1}$, daß das nicht auf Arbeitseinsatz beruhende Wachstum der Produktion pro Quartal wiedergibt.[2o] Branchen mit hohem β_2 haben im allgemeinen auch ein hohes $-\frac{\beta_2}{\beta_1}$ aufzuweisen und umgekehrt. Für die Gesamtindustrie ergibt sich - pro Jahr gerechnet - ein Produktivitätsfortschritt von 4,9 % und eine Verminderung der Arbeitsintensität um 1,1 %. Erfreulicherweise deckt sich die aus unseren Berechnungen resultierende "Produktivitätshierarchie" der einzelnen Branchen recht genau mit der Entwicklung der "Produktion je Beschäftigten nach Industriezweigen" (Tabellen 5.5 und 5.6 der Statistischen Übersichten des Wirtschaftsforschungsinstituts). Abweichungen dürften hauptsächlich daraus resultieren, daß manche unserer Ergebnisse von Multikollinearität beeinflußt sind.

2o) Durch Multiplikation mit 1oo erhält man jeweils Prozentzahlen.

V. Zusammenfassung

Im großen und ganzen haben die empirischen Ergebnisse die Brauchbarkeit des in Abschnitt II beschriebenen Modells bestätigt. Es wurde gezeigt, daß die Beschäftigung in der österreichischen Industrie hauptsächlich - wenn auch in den einzelnen Branchen in stark schwankendem Ausmaß - von der Beschäftigung in der Vorperiode abhängt, wobei jedoch der Einfluß der jeweiligen Arbeitsmarktsituation nicht quantitativ erfaßt werden konnte. Die jeweilige Produktion hat auf die Beschäftigtenzahl relativ geringen Einfluß, die Arbeitsintensität der Produktion nimmt im Zeitablauf ab. Für die Mehrzahl der Branchen - allerdings nicht für die Gesamtindustrie - wurden "increasing returns to labour" festgestellt, was in Einklang mit den Resultaten anderer Autoren steht. Sollte das die Verhältnisse richtig wiedergeben, so hieße das, daß in den betreffenden Branchen die Vorstellung der Unternehmer von der optimalen Beschäftigtenzahl eine Art Hortungskomponente enthält, was zum Teil mit der langen Periode der Arbeitskräfteknappheit in der Nachkriegsentwicklung, zum Teil - und damit in Zusammenhang - aus einer gewissen Immobilität am Arbeitsmarkt resultieren mag. Für eine zweifelsfreie Beurteilung dieses Problems müßten die statistischen Grundlagen für das Modell etwa im Sinne der Punkte 1 bis 3 des vierten Abschnitts verbessert werden.

Anhang: [21]

Das Modell von Ball und St.Cyr ergibt eine Schätzgleichung für die Bestimmung des Beschäftigtenniveaus auf kurze Sicht, die mit der von Brechling und O'Brien entwickelten ident ist, und die in Verbindung mit einem Anpassungsmechanismus der in Abschnitt II beschriebenen Form auch zur gleichen Beziehung für den optimalen Beschäftigtenstand bzw. zur gleichen daraus abgeleiteten Produktionsfunktion führt. Der Unterschied liegt im wesentlichen darin, daß Ball und St.Cyr eine Produktionsfunktion als Ausgangspunkt wählen und den Prozeß der Kostenminimierung explizit damit verbinden:

$$P_t = B \cdot e^{\rho t}(A \cdot h)_t^{\alpha} \qquad (1)$$

Die (Netto-) Produktion P in der Periode t ist somit abhängig vom Produkt aus der Anzahl der Beschäftigten (h), von einem Trendparameter p, der das nicht vom Arbeitseinsatz abhängige Wachstum der Produktion pro Zeiteinheit beschreibt (und dem Einfluß von Kapitalstockänderungen und des technischen Fortschritts aufnehmen soll). B ist ein Niveauparameter und α ein Maß für die Produktionselastizität des (in produktiven Arbeitsstunden gemessenen) Arbeitseinsatzes.

Die Kostengleichung des Unternehmens hat folgendes Aussehen:

$$K_t = L_h(A \cdot h)_t + F_t \qquad (2)$$

wobei K die Gesamtkosten (nach Abzug von Material und Energie; diese Kostenarten bleiben außer Ansatz, weil mit Nettoproduktionswerten gerechnet wird), F die fixen Kosten und L_h den Stundenlohnsatz darstellt, und zwar - das ist

---

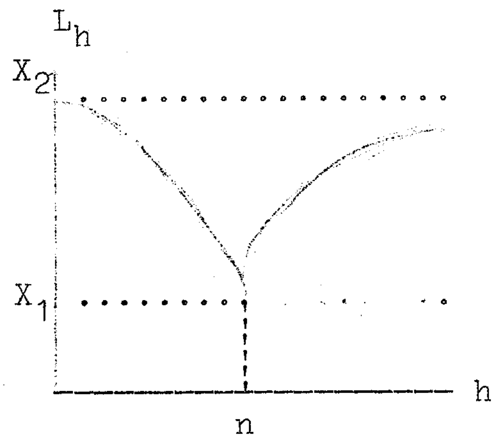
21) Bis auf unwesentliche Modifikationen haben wir die von Ball und St.Cyr benutzte Notation beibehalten. Die untenstehende Graphik stammt ebenfalls aus ihrer Arbeit.

wichtig - den aus dem "employment mix" des Unternehmens resultierenden Lohnsatz, der sich aus der kombinierten Entscheidung über a) die Anzahl der Beschäftigten und über b) die Anzahl der durchschnittlichen Arbeitsstunden ergibt. L_h ist daher nicht eine vorgegebene Größe, sondern eine Variable, die von der Zahl der insgesamt geleisteten Arbeitsstunden abhängt. (Je mehr Arbeitsstunden von einer bestimmten Beschäftigtenzahl geleistet werden, desto mehr Überstunden müssen bezahlt werden und desto höher wird L_h, weil die Überstundenentlohnung höher ist als die Normalstundenentlohnung.)

Wenn wir die Normalarbeitszeit pro Beschäftigten mit n, den Normalstundenlohnsatz mit X_1 und den Überstundenlohnsatz mit X_2 bezeichnen, so ergibt sich der "wirksame" Lohnsatz L_h mit

$$L_h = \frac{n \cdot X_1}{h} + \frac{(h-n)X_2}{h} \qquad (3)$$

wobei bei $h \leq n$ der zweite Summand in (3) entfällt (weil keine Überstunden gemacht werden). Die Minimalkosten pro Beschäftigten liegen in diesem Fall bei einem "employment mix", in dem sich die produktiven Arbeitsstunden pro Beschäftigten (h) gerade mit der Normalarbeitszeit (n) decken, von der angenommen wird, daß sie in jedem Fall bezahlt werden muß, ohne Rücksicht darauf, ob sie zur Gänze für produktive Arbeit verwendet wird. Die Abhängigkeit des wirksamen Stundenlohnsatzes L_h von den produktiven Arbeitsstunden h läßt sich graphisch wie folgt veranschaulichen:



Der Verlauf dieser Kurve - nämlich das Verhältnis zwischen wirksamem Lohnsatz pro produktiver Beschäftigtenstunde (L_h) und den produktiven Beschäftigtenstunden (h) kann durch die Beziehung

$$L_h = a - bh + ch^2 \tag{4}$$

angenähert werden, wobei a jener Lohnsatz ist, der sich ohne Rücksicht darauf ergibt, ob überhaupt gearbeitet wird, b der (negative) Anstieg der Kurve bis zum Punkt h = n und c der (positive) Anstieg, der von der Höhe der geleisteten Überstunden abhängt.

Durch Einsetzen von (4) in die Gesamtkostenfunktion (2) erhalten wir den Ausdruck

$$K_t = a(Ah)_t - bA_t h^2_t + cA_t h^3{}_t + F \tag{5}$$

Da sich aus (1) die produktiven Beschäftigtenstunden mit

$$h_t = \frac{P_t^{1/\alpha} e^{-pt/\alpha}}{B^{1/\alpha} \cdot A_t} \tag{6}$$

errechnen lassen, kann die Gesamtkostenfunktion schließlich folgendermaßen geschrieben werden:

$$K_t = \frac{a P_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{\rho t}{\alpha}}}{B^{\frac{1}{\alpha}} A_t} - \frac{b}{A_t}\left[\frac{P_t^{\frac{1}{\alpha}} \cdot e^{-\frac{\rho t}{\alpha}}}{B^{\frac{1}{\alpha}}}\right]^2 + \frac{c}{A_t^2}\left[\frac{P_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{\rho t}{\alpha}}}{B^{\frac{1}{\alpha}}}\right]^3 \quad (7)$$

Um den optimalen Beschäftigtenstand A_t^* zu bestimmen, ist dieser Ausdruck nach A_t zu differenzieren und Null zu setzen:

$$\frac{\partial K_t}{\partial A_t} = \frac{b}{A_t^2}\left[\frac{P_t^{\frac{1}{\alpha}} \cdot e^{-\frac{\rho t}{\alpha}}}{B^{\frac{1}{\alpha}}}\right] - \frac{2c}{A_t^3}\left[\frac{P_t^{\frac{1}{\alpha}} e^{-\frac{\rho t}{\alpha}}}{B^{\frac{1}{\alpha}}}\right] = 0 \quad (7a)$$

Die Auflösung von (7a) nach A_t ergibt den von den Unternehmern angestrebten kostenminimalen [22] Beschäftigtenstand

$$A_t^* = \frac{2c}{B^{\frac{1}{\alpha}} b} e^{-\frac{\rho t}{\alpha}} \cdot P_t^{\frac{1}{\alpha}} \quad (8)$$

Nachdem Ball und St. Cyr aus den gleichen Erwägungen wie Brechling und O'Brien einen Mechanismus zur Berücksichtigung der Anpassungsgeschwindigkeit des tatsächlichen an den optimalen Beschäftigungsstand in der Form

$$\frac{A_t}{A_{t-1}} = \left[\frac{A_t^*}{A_{t-1}}\right]^{\lambda} \quad (9)$$

einführen, woraus sich

$$A_t = A_t^{*\lambda} \; A_{t-1}^{1-\lambda} \quad (9a)$$

ergibt und in (9a) die Beziehung (8) einsetzen, erhalten sie mit

$$A_t = \left[\frac{2c}{B^{\frac{1}{\alpha}} b}\right]^{\lambda} e^{-\frac{\lambda \rho t}{\alpha}} P_t^{\frac{\lambda}{\alpha}} A_{t-1}^{1-\lambda} \quad (10)$$

bzw.: $\ln A_t = a - \frac{\lambda \rho}{\alpha} t + \frac{\lambda}{\alpha} \ln P_t + (1-\lambda) \ln A_{t-1}$ (10 a)

mit $a = \left[\frac{2c}{B^{\frac{1}{\alpha}} b}\right]^{\lambda}$

22) siehe °/o

eine Schätzgleichung für die tatsächliche Beschäftigtenzahl A_t in Abhängigkeit von der Zeit, der Produktion und der Beschäftigtenzahl der Vorperiode, wobei die implizierten Parameter $\frac{\lambda p}{\alpha}$ als α_1, $\frac{\lambda}{\alpha}$ als α_2 und $(1-\lambda)$ als α_3 geschätzt und sodann "ausgerechnet" werden können. Dabei bedeutet α die Produktionselastizität der Arbeit, p jene Wachstumsrate der Produktion pro Periode, die nicht vom Arbeitseinsatz erklärt wird und λ jenen Prozentsatz, um den die Differenz zwischen gewünschter (optimaler) und tatsächlicher Beschäftigtenzahl pro Periode vermindert wird. Die Bedeutung der Parameter α und p wird anschaulicher, wenn man (8) in eine Produktionsfunktion umformt:

$$P_t = B \cdot \frac{b}{2c} \cdot e^{pt} \cdot A_t^{*\alpha} \qquad (11)$$

α entspricht dabei jenem Parameter, der in der Brechling-O'Brien-Version des Modells mit $\frac{1}{\beta_1}$ bezeichnet wurde, p entspricht $-\frac{\beta_2}{\beta_1}$. B. $\frac{b}{2c}$ ist als Niveauparameter zu betrachten, wobei $\frac{b}{2c}$ jene optimale Anzahl der produktiven Arbeitsstunden pro Beschäftigten darstellt, die sich ergibt, wenn man (4) nach h differenziert und 0 setzt.

22) Auf den von Ball und St.Cyr geführten Nachweis, daß es sich bei diesem Extremwert tatsächlich um ein Minimum handelt, wird hier der Einfachheit halber verzichtet.

TABELLE 1

Branche	α_0	α_1	$100\alpha_2$	$(1-\alpha_3)$
Gesamtindustrie	-0,16	0,1965 (0,0392)	-0,2415 (0,0425)	0,8842 (0,0467)
Bergbau+Magnesitindustrie+Stein-und Keramikindustrie	0,44	0,1086 (0,0503)	-0,2397 (0,0742)	0,7702 (0,0912)
Erdölindustrie	-0,10	0,1000 (0,0312)	-0,3281 (0,0728)	0,8673 (0,0525)
Eisenerzeugende Industrie	0,57	0,1398 (0,0351)	-0,1038 (0,0312)	0,6728 (0,0797)
Metallindustrie	-0,06	0,0575 (0,0460)	-0,0921 (0,0477)	0,9145 (0,0548)
Glasindustrie	0,09	0,0469 (0,0266)	-0,0455 (0,0223)	0,8698 (0,0655)
Chemische Industrie	0,00	0,0059 (0,0431)	-0,0346 (0,0859)	0,9930 (0,0467)
Papiererzeugende Industrie	-0,18	0,0688 (0,0403)	-0,1071 (0,0455)	0,9549 (0,0514)
Papierverarbeitende Industrie	-0,27	0,0775 (0,0515)	-0,1601 (0,1026)	0,9616 (0,0561)
Holzverarbeitende Industrie	0,00	0,1734 (0,0398)	-0,2709 (0,0614)	0,7412 (0,0867)
Nahrungs-u.Genußmittelindustrie	1,48	-0,0126 (0,0552)	0,0679 (0,0604)	0,6161 (0,1379)
Ledererzeugende Industrie	-0,38	0,1474 (0,0368)	-0,1534 (0,0510)	0,7746 (0,0765)
Lederverarbeitende Industrie	-0,32	0,2145 (0,0404)	-0,2466 (0,0383)	0,7490 (0,0688)
Textilindustrie	0,25	0,2274 (0,0264)	-0,3905 (0,0427)	0,7040 (0,0476)
Bekleidungsindustrie	0,12	0,1401 (0,0340)	-0,0099 (0,0732)	0,7594 (0,0818)
Gießerei-Industrie	-0,81	0,2795 (0,0327)	-0,1190 (0,0164)	0,7931 (0,0383)
Maschinen-,Stahl-und Eisenbau-Industrie	-0,19	0,0760 (0,0319)	-0,0798 (0,0330)	0,9636 (0,0447)
Fahrzeug-Industrie	1,07	0,0948 (0,0178)	0,0281 (0,0155)	0,5254 (0,0898)
Eisen-und Metallwarenindustrie	0,11	0,0509 (0,0488)	-0,0124 (0,0575)	0,9083 (0,1088)
Elektroindustrie	-0,32	0,1139 (0,0238)	-0,2349 (0,0503)	0,9491 (0,0394)

TABELLE 1

γ_2	γ_3	γ_4	R^2	d
0,0046 (0,0038)	0,0265 (0,0023)	0,0044 (0,0045)	0,967	1,67
0,0795 (0,0196)	0,0490 (0,0156)	0,0127 (0,0105)	0,975	1,74
-0,0052 (0,0079)	0,0109 (0,0080)	0,0122 (0,0079)	0,991	1,60
-0,0051 (0,0058)	-0,0012 (0,0060)	-0,0003 (0,0058)	0,888	1,84
-0,0173 (0,0088)	-0,0066 (0,0082)	-0,0021 (0,0083)	0,930	1,09
0,0040 (0,0071)	0,0231 (0,0071)	0,0093 (0,0074)	0,829	1,65
0,0079 (0,0031)	0,0107 (0,0040)	0,0052 (0,0027)	0,995	1,41
0,0108 (0,0034)	0,0201 (0,0034)	0,0037 (0,0034)	0,990	1,33
0,0027 (0,0064)	0,0184 (0,0064)	0,0148 (0,0080)	0,976	1,33
-0,0052 (0,0060)	0,0125 (0,0054)	-0,0153 (0,0085)	0,983	1,76
0,0294 (0,0127)	0,0740 (0,0144)	0,1099 (0,0226)	0,900	1,78
0,0261 (0,0065)	0,0372 (0,0085)	0,0097 (0,0065)	0,979	1,91
0,0072 (0,0049)	-0,0072 (0,0080)	0,0120 (0,0049)	0,964	1,56
-0,0044 (0,0028)	0,0303 (0,0041)	0,0083 (0,0029)	0,990	1,66
0,0002 (0,0054)	0,0192 (0,0063)	0,0169 (0,0056)	0,994	1,75
0,0010 (0,0051)	0,0378 (0,0059)	0,0100 (0,0051)	0,972	1,54
-0,1038 (0,0056)	0,0090 (0,0039)	-0,0052 (0,0078)	0,973	0,77
-0,0089 (0,0058)	0,0145 (0,0054)	0,0043 (0,0054)	0,779	1,48
-0,0122 (0,0051)	0,0081 (0,0050)	0,0074 (0,0055)	0,983	1,18
-0,1111 (0,0053)	0,0192 (0,0049)	0,0065 (0,0063)	0,980	1,45

TABELLE 2

	α_3	$\beta_1 = \frac{\alpha_1}{\alpha_3}$	$\left(\frac{1}{\beta_1} = \frac{\alpha_3}{\alpha_1}\right)$	$\beta_2 = \frac{\alpha_2}{\alpha_3}$	$\left(-\frac{\beta_2}{\beta_1} = -\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right)$
Gesamtindustrie	0,1158	1,6969	(0,5893)	-0,0028	(0,0123)
Bergbau+Magnesit-industrie+Stein-u. Keramische Industr.	0,2298	0,4726	(2,1160)	-0,0104	(0,0221)
Erdölindustrie	0,1327	0,7536	(1,3270)	-0,0247	(0,0330)
Eisenerzeugende Industrie	0,3272	0,4273	(2,3405)	-0,0032	(0,0074)
Metallindustrie	0,0855	0,6725	(1,4870)	-0,0108	(0,0160)
Glasindustrie	0,1302	0,3602	(2,7761)	-0,0035	(0,0097)
Chemische Industrie	0,0070	0,8429	(1,1864)	-0,0494	(0,0590)
Papiererzeugende Industrie	0,0451	1,5256	(0,6555)	-0,0237	(0,0155)
Papierverarbeitd. Industrie	0,0384	2,0181	(0,4955)	-0,0417	(0,0207)
Holzverarbeitende Industrie	0,2588	0,6700	(1,4925)	-0,0105	(0,0156)
Nahrungs-u.Genuß-mittelindustrie	0,3839	-0,0328	(-30,4682)	0,0018	(-0,0539)
Ledererzeugende Industrie	0,2254	0,6539	(1,5292)	-0,0068	(0,0104)
Lederverarbeitende Industrie	0,2510	0,8546	(1,1702)	-0,0098	(0,0115)
Textilindustrie	0,2960	0,7682	(1,3017)	-0,0132	(0,0172)
Bekleidungsindustrie	0,2406	0,5823	(1,7173)	-0,0004	(0,0007)
Gießereiindustrie	0,2069	1,3484	(0,7416)	-0,0006	(0,0043)
Maschinen-,Stahl-u.Eisenbau-Ind.	0,0364	2,0081	(0,4789)	-0,0219	(0,0105)
Fahrzeug-Industrie	0,4746	0,1998	(5,0060)	0,0006	(-0,0030)
Eisen-u.Metallwaren-Industrie	0,0917	0,5551	(1,8016)	-0,0014	(0,0024)
Elektroindustrie	0,0509	2,2376	(0,4469)	-0,0461	(0,0206)

TABELLE 3

Branche	$(\alpha_3 - \alpha_1)$	Standard-fehler
Gesamtindustrie	-0,0807	0,0424
Bergbau+Magnesit-industrie+Stein-u. keramische Industrie	0,1212	0,0802
Erdölindustrie	0,0327	0,0501
Eisenerzeugende Industrie	0,1874	0,0702
Metallindustrie	0,0280	0,0519
Glasindustrie	0,0833	0,0598
Chemische Industrie	0,0011	0,0364
Papiererzeugende Industrie	-0,0237	0,0501
Papierverarbeitende Industrie	-0,0391	0,0525
Holzverarbeitende Industrie	0,0851	0,0715
Ledererzeugende Industrie	0,0780	0,0673
Lederverarbeitende Industrie	0,0365	0,0452
Textilindustrie	0,0686	0,0408
Bekleidungs-Industrie	0,1005	0,0875
Gießerei-Industrie	-0,0726	0,0354
Maschinen-,Stahl-und Eisenbau-Industrie	-0,0396	0,0406
Fahrzeug-Industrie	0,3798	0,0875
Eisen- und Metall-waren-Industrie	0,0408	0,0955
Elektroindustrie	-0,0630	0,0445