

## **Arbeitsproduktivitätsentwicklung, Strukturwandel und Unternehmenskonzentration in der westdeutschen Industrie**

Von Hans Hofmann

Die Beziehungen zwischen Arbeitsproduktivitäts-, Produktions- und Beschäftigungsentwicklung im Branchenquerschnitt werden regressionsanalytisch und mit Methoden der Indexrechnung untersucht. Herausgearbeitet wird der Zusammenhang zwischen Strukturwandel und Arbeitsproduktivitätsentwicklung in der Industrie. Mit Hilfe der Regressionsanalyse wird die Hypothese geprüft, daß Unternehmenskonzentration und Arbeitsproduktivitätszunahmen positiv zusammenhängen.

### **1. Einleitung<sup>1</sup>**

Produktivitätsfortschritt und Beschäftigungsentwicklung in der Industrie werden durch die unterschiedlichen Produktivitäts- und Beschäftigungsänderungen in den einzelnen Industriezweigen beeinflusst. Wächst die Beschäftigtenzahl überdurchschnittlich in Industriezweigen mit überdurchschnittlichen Zunahmen der Arbeitsproduktivität und vice versa, dann wird das industrielle Wachstumspotential besser ausgeschöpft als bei entgegengerichtetem Zusammenhang. Eine derartige Tendenz des Strukturwandels kann Folge wettbewerblicher Anpassungsprozesse auf den Güter- und Arbeitsmärkten sein, wenn die Ressourcen in ihre jeweils produktivsten Verwendungen umgeschichtet werden. Der Strukturwandel ist daher einerseits mögliche Ursache des Wachstums. Andererseits wird er als dessen Folge angesehen, „... denn ebenso wie sich eine Kolonne stärker auseinanderzieht, wenn ihr Durchschnittstempo zunimmt, sollte man auch annehmen, daß der Strukturwandel in der Industrie um so größer ist, je schneller sie wächst“<sup>2</sup>. Beide Zusammenhänge sind vermutlich Teile eines Rückkopplungssystems, in dem der Strukturwandel in der Arbeitsproduktivitäts-, Beschäftigungs- und Produktionsentwicklung mit dem Wachstum der jeweiligen Aggregatgrößen zusammenhängt. In diesem Beitrag soll versucht werden, diese Zusammenhänge für den Bergbau und das Verarbeitende Gewerbe der Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1976/85 aufzuzeigen. Im folgenden zweiten Abschnitt wird die Beziehung zwischen Arbeits-

---

<sup>1</sup> Einem anonymen Gutachter verdanke ich Anregungen, die zu Korrekturen des Manuskripts beigetragen haben.

<sup>2</sup> *Sachverständigenrat* (1965), 125.

produktivitäts-, Produktions- und Beschäftigungsentwicklung im Branchenquerschnitt unter Berücksichtigung des sogenannten „Verdoorn-Gesetzes“ untersucht. In diesem Kontext wird ein einfaches Verfahren vorgestellt, die Richtung des Strukturwandels im Zeitablauf aus Aggregatindizes für die Gesamtindustrie zu ermitteln. Der dritte Abschnitt untersucht den Einfluß der Unternehmenskonzentration auf den Strukturwandel; es wird die These empirisch geprüft, daß hochkonzentrierte Industrien tendenziell höhere Produktivitätsfortschritte aufweisen als die mit geringer Unternehmenskonzentration. Diese These spielt in der industrieökonomischen Literatur bei der Diskussion des Konzentrationseinflusses auf die Durchsetzung technischen Fortschritts und des damit verbundenen Produktivitätszuwachses eine zentrale Rolle. Im Falle ihrer empirischen Haltbarkeit würden die durch hohe Unternehmenskonzentration möglicherweise entstehenden Wohlfahrtsverluste durch Fehlallokation in statischer Betrachtungsweise durch höhere Zuwachsraten der Arbeitsproduktivität und Beschäftigung in evolutorischer Sicht kompensiert werden können. Im letzten Abschnitt werden Schlußfolgerungen aus der Untersuchung gezogen.

## **2. Der Zusammenhang zwischen Arbeitsproduktivitäts-, Produktions- und Beschäftigungsentwicklung**

Nach dem sogenannten „Verdoorn-Gesetz“ steigt die Produktivität in solchen Industriezweigen am stärksten, in denen die Produktionswachstumsrate am höchsten ist und vice versa. In vielen empirischen Untersuchungen ist dieser Zusammenhang aufgezeigt worden<sup>3</sup>. Als Hauptursachen werden genannt: Je höher die Wachstumsrate der Produktion, desto größer ist die Zuwachsrate der Bruttoinvestitionen, durch die „embodied technical progress“ in den Produktionsprozeß einfließt. Außerdem erreichen Wachstumsindustrien rascher mindestoptimale Betriebsgrößen, die eine volle Nutzung von Massenproduktionsvorteilen erlauben. Zur Darstellung des „Verdoorn-Gesetzes“ in der westdeutschen Industrie kann auf die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Arbeitsproduktivitäts- und Nettoproduktionsindizes auf Basis 1980 für den Bergbau und das Verarbeitende Gewerbe zurückgegriffen werden. Diese werden seit 1976 für fachliche Unternehmensteile veröffentlicht. Sie sind im Vergleich zu früheren Daten besser zur Untersuchung des Strukturwandels zwischen Gruppen von unter ähnlichen Produktions- und Absatzbedingungen agierenden ökonomischen Einheiten geeignet. Im Anhang sind für den Zeitraum 1976/85 die Wachstumsfaktoren (Quotient aus Werten für 1985 und 1976 multipliziert mit 100) des Indexes der Nettoproduktion  $Q$ , des Indexes der Arbeitsproduktivität  $P$  und der Meßziffer der Beschäftigtenzahl  $B$  (alle auf Basis 1980) für 33 zwei- bzw.

<sup>3</sup> Zur Übersicht vgl. *United Nations* (1977), 82 ff.

vierstellige SYPRO-Wirtschaftszweige angegeben. Im folgenden schreiben wir kurz:

$$p = 100 \cdot \frac{P_{85}}{P_{76}}; \quad q = 100 \cdot \frac{Q_{85}}{Q_{76}}; \quad b = 100 \cdot \frac{B_{85}}{B_{76}}.$$

Eine Regression des Produktivitäts- auf den Nettoproduktionswachstumsfaktor nach der Spezifikation von Prais<sup>4</sup> ergibt (*t*-Werte in Klammern):

$$(1) \quad \ln \hat{p} = 2,26 + 0,55 \cdot \ln q; \quad \bar{R}^2 = 0,75.$$

(8,54)      (9,79)

Bevor wir (1) kommentieren, wird eine weitere einfache Regression des Wachstumsfaktors der Beschäftigtenzahl auf den des Nettoproduktionsindex angegeben, die einer *UN-Studie* zufolge mit Bezug auf eine Arbeit *Kaldors*<sup>5</sup> aus einer „... elaboration of the ‚Verdoorn Law‘ in terms of employment<sup>6</sup>.“ abzuleiten sei:

$$(2) \quad \ln \hat{b} = 2,35 + 0,45 \cdot \ln q; \quad \bar{R}^2 = 0,66.$$

(8,86)      (8,00)

Schließlich wird das „Verdoorn-Gesetz“ auch als Hypothese einer positiven Korrelation zwischen Beschäftigten- und Arbeitsproduktivitätswachstum interpretiert<sup>7</sup>. Nach theoretischer Diskussion möglicher Effekte von Arbeitsproduktivitätszunahmen auf das Wachstum der Beschäftigtenzahl gelangt *Prais* zu der Aussage „... productivity will rise more rapidly in one country than another if: (a) innovations are to a greater extent channelled into demand-elastic industries; and (b) labour and other resources are more readily displaced from industries in which they are no longer required in order to move to more productive uses. These two tendencies lead to correlations in opposite directions. The former implies that in a more progressive country employment *rises* more rapidly in industries where productivity rises more rapidly; while the latter implies that in a more progressive country employment *falls* more rapidly where productivity rises more rapidly. It is difficult to have any preconception ... whether on balance a positive or negative correlation will be observed<sup>8</sup>.“ Eine Regression für die 33 westdeutschen Wirtschaftszweige ergibt:

$$(3) \quad \ln \hat{b} = 2,65 + 0,37 \cdot \ln p; \quad \bar{R}^2 = 0,16.$$

(3,90)      (2,66)

<sup>4</sup> *Prais* (1981), 96.

<sup>5</sup> *Kaldor* (1967).

<sup>6</sup> *United Nations* (1977), 85.

<sup>7</sup> *Ebenda*, 87.

<sup>8</sup> *Prais* (1981), 95.

Definitivisch gilt:

$$(4) \quad \ln p = \ln(100) + \ln q - \ln b.$$

Daher gilt beispielsweise für (1) und (2)  $\ln(100) \approx 2,26 + 2,35$ , und die Summe der Schätzwerte für den Steigungsparameter ergibt 1. Dem naheliegenden Einwand, hier würden tautologische Beziehungen regressionsanalytisch mit zweifelhafter Aussagefähigkeit behandelt, wird in der erwähnten *UN-Studie* entgegengehalten, daß aus der Voraussetzung, die Datenvektoren  $X$  und  $Y$  seien jeweils korreliert mit  $Z$ , nicht folgt, daß  $Y$  mit  $X$  korreliert ist<sup>9</sup>. Daher könne eine Interpretation der Regressionen bezüglich der „Signifikanz“ bestimmter Parameter vorgenommen werden; beispielsweise könne aus der „Signifikanz“ des Steigungsparameterschätzwertes in (3) geschlossen werden, daß die erste Tendenz in der oben zitierten Aussage von Prais eindeutig die zweite überwiegt. Die Voraussetzungen üblicher  $t$ -Tests sind bei den oben angegebenen Regressionen nicht erfüllt, so daß derartige Schlußfolgerungen keinen Sinn haben. Schreiben wir für (1) und (2) mit Hilfe der Symbole  $X, Y, Z$  die jeweilige Regression

$$(1') \quad Y = \alpha + \beta X + U$$

$$(2') \quad Z = \gamma + \vartheta X + V, \text{ wobei definitivisch gilt}$$

$$(4') \quad Y = X - Z$$

und  $U, V$  Zufallsvariablen mit Erwartungswert Null sind, dann ist  $X$  in (1') stochastischer Regressor, der mit  $U$  korreliert ist. Die OLS-Schätzer sind dann wegen des „simultaneous equation problem“ nicht einmal konsistent. Faßt man (1') bis (4') als ein solches simultanes Gleichungssystem auf, dann ist z. B. (1') nicht identifiziert, und durch Einsetzen von (4') in (2'), Auflösen nach  $X$  und Einsetzen in (1') erhält man

$$Y = \varepsilon + \frac{\beta V + (1 - \vartheta) U}{1 - \vartheta - \beta} \text{ mit } E(Y) = \varepsilon,$$

wobei  $\varepsilon$  nur von  $\alpha, \beta, \gamma$  und  $\delta$  abhängt. Daher ist bei Betrachtung von (1') und (2') als Regressionsmodelle der Erwartungswert von  $Y$ , also die theoretische Kurve der Regression, unabhängig von  $X$  eine Konstante. Die Betrachtung von (1), (2) und (3) als ökonometrische Modelle, auf deren Grundlage mit OLS-Schätzungen die üblichen  $t$ -Tests durchzuführen wären, ist daher unsinnig. Die Regressionen (1) bis (3) können allerdings als Beschreibung empirischer Zusammenhänge im Beobachtungszeitraum dienen. Prais kritisiert derartige Rechnungen mit dem Argument, es sollten gewichtete

<sup>9</sup> Vgl. *United Nations* (1977), 87.

Regressionen untersucht werden<sup>10</sup>. Er konzentriert sich auf den in Gleichung (3) zugrunde liegenden Zusammenhang und führt eine mit den Beschäftigtenanteilen des Basisjahres gewichtete Querschnittsregression über 32 westdeutsche Industriezweige 1956/76 durch, mit dem Resultat, daß eine negative Korrelation zwischen Arbeitsproduktivitätsindex- und Beschäftigtenwachstum besteht; der empirische Korrelationskoeffizient beträgt  $-0,32$ . *Prais* interpretiert dieses Resultat als „... suggesting a flexible and mobile labour force, which on the whole moved out of those industries in which it was no longer required because productivity had grown<sup>11</sup>.“ Eine mit dem Wägungsschema des Indexes der Nettoproduktion für das Produzierende Gewerbe (1980 = 100) gewichtete Querschnittsregression für 33 Wirtschaftszweige nach Spezifikation (3) ergibt einen empirischen Korrelationskoeffizienten von  $+0,26$ . Offensichtlich hat es entgegengerichtete Tendenzen im Strukturwandel in den Zeiträumen 1958/76 und 1976/85 gegeben. Der Zeitraum 1958/76 war im Vergleich zu 1976/85 durch doppelt so hohes Nachfragewachstum, gemessen am Volumenindex des Auftragseingangs im Verarbeitenden Gewerbe, und steigende Beschäftigtenzahlen gekennzeichnet, während ab 1975 die Beschäftigtenzahl abnahm<sup>12</sup>. Eine naheliegende These über die Ursachen der oben beschriebenen Unterschiede im Strukturwandel ist: Im ersten Zeitraum wurde der Strukturwandel im Wachstumsprozeß durch die Nachfrageentwicklung dominiert; das Nachfragewachstum als Ursache des Strukturwandels wird bei dieser Erklärung als exogen unterstellt. Im zweiten Zeitraum der „Wachstumsschwäche“ wurde das Nachfragewachstum und somit der industrielle Wachstumsprozeß durch den Strukturwandel dominiert; das Nachfragewachstum wird als endogen, der Strukturwandel als exogen betrachtet. Zur Erläuterung der These betrachten wir ein einfaches Modell für den Wachstumsprozeß eines Industriezweiges. Die Produktionsfunktion jedes Unternehmens im Industriezweig sei vom Cobb-Douglas-Typ:

$$(5) \quad x_t = c \cdot [e^{mt} \cdot a_t]^b k_t^{1-b}; \quad 0 < b < 1.$$

$x_t$ ,  $a_t$ ,  $k_t$  sind Output, Arbeits- und Kapitaleinsatz in Periode  $t$ .  $m$  ist die „Rate des technischen Fortschritts“. Es sei

$$(6) \quad X_t = e^{rt} \cdot \Pi_t^{-g} \text{ mit } g > 0$$

die beim Preis  $\Pi_t$  nachgefragte Menge des Produkts der Industrie in  $t$ ,  $r$  die exogene Wachstumsrate und  $g$  die absolute Preiselastizität der Industrie-

<sup>10</sup> Vgl. *Prais* (1981), 312.

<sup>11</sup> *Ebenda*, 97. Die Studie der *United Nations* (1977), 88, errechnet einen negativen Korrelationskoeffizienten der Produktivitäts- und Beschäftigungswachstumsrate für 1959 - 69.

<sup>12</sup> Die durchschnittliche Wachstumsrate des Auftragseingangsindex ist 4,9% für 1962 - 76 und 1,9% für 1977 - 85; vgl. *Sachverständigenrat* (1985), 271.

nachfrage. Unter der Annahme exogener, im Zeitablauf konstanter Faktorpreise und Maximierungsverhalten der Unternehmen ist der Gesamtgewinn im Gleichgewicht in jeder Periode Null, und es gilt für die Gleichgewichtswerte in jeweils zwei Perioden 0 und 1:

$$(7) \quad \ln \left( \frac{X_1}{X_0} \right) = bgm + r$$

$$(8) \quad \ln \left( \frac{A_1}{A_0} \right) = bm(g - 1) + r = \ln \left( \frac{K_1}{K_0} \right),$$

wobei  $A_t$  und  $K_t$  der Arbeits- und Kapitaleinsatz im Industriezweig in Periode  $t \in \{0, 1\}$  ist. Es gilt  $\ln(P_1/P_0) = bm$ . Wir nehmen an, daß in Phase I  $r > 0$ , in Phase II  $r = 0$  gilt und für alle Industriezweige tendenziell ähnliche Beziehungen wie in (7) und (8) bestehen. Bei Zunahme der Arbeitsproduktivität ( $m > 0$ ) in Phase I sinkt die Beschäftigung, sofern gilt:  $g < 1 - \frac{r}{bm}$ .

Wenn  $m < 0$ , dann ist ein negativer Zusammenhang zwischen Arbeitsproduktivitäts- und Beschäftigungsänderung auch bei  $g > 1$  möglich; bei  $m = 0$  weitet ein Industriezweig ohne Produktivitätsfortschritt die Beschäftigung aus. Gilt in Phase II  $m > 0$ , dann ist  $\ln(A_1/A_0) < 0$ , sofern  $g < 1$  gilt. Bei  $m < 0$  ist  $\ln(A_1/A_0) > 0$ , wenn  $g < 1$ . Eine entgegengerichtete Entwicklung von Arbeitsproduktivität und Beschäftigung ist in Phase II nur bei  $g < 1$  möglich, während dies in Phase I nicht notwendig gelten muß. Wenn daher in Phase II im Vergleich zu I relativ hohe Produktivitätsfortschritte in Industrien erzielt wurden, deren Absatz hochelastisch auf Preissenkungen reagiert, dann ist in II eher eine positive Korrelation zwischen Arbeitsproduktivitäts- und Beschäftigungswachstum als in I zu erwarten. Selbstverständlich handelt es sich hier nur um mit sehr einfachen Mitteln gewonnene Indizien auf die entgegengesetzten Querschnittskorrelationen von Arbeitsproduktivitäts- und Beschäftigtenwachstum in den Zeiträumen 1958/76 und 1976/85, die wir grob mit Phase I und II identifizieren. Falls die Modellbetrachtung wenigstens die Haupttendenz im Verhalten von Industriezweigen in beiden Phasen wiedergibt, dann wird in Phase I der Strukturwandel hauptsächlich durch den exogenen Teil des Industriewachstums  $r$  bestimmt. In Phase II wird das Industriewachstum dagegen dadurch bestimmt, in welchem Ausmaß Produktivitätsfortschritte vor allem in Industriezweigen mit hoher Preiselastizität der Nachfrage erfolgen. Musterbeispiel für einen derartigen Industriezweig scheint die „Herstellung von Büromaschinen, ADV-Geräten und -Einrichtungen zu sein“ (SYPRO-Nr.50). Ohne seine Berücksichtigung in Regression (3) erhält man  $R^2 \approx 0$ . In die globale Beurteilung der Entwicklung 1976/85 fügt sich die Aussage des DIW ein: „Die weit verbreitete These, daß in erster Linie hohe Produktivitätsfortschritte zu

Arbeitsplatzverlusten führen, ist theoretisch nicht gut fundiert und auch empirisch nicht haltbar“<sup>13</sup>.

Durch eine einfache Methode können Tendenzen im industriellen Strukturwandel von einer Basisperiode 0 bis zur Berichtsperiode  $t$  beschrieben werden. Sie wird hier als Anregung für die amtliche Statistik am Beispiel der Entwicklung im Zeitraum 1976/85 dargestellt. Der Arbeitsproduktivitätsindex „Produktionsergebnis je Beschäftigter“  $P_{0t,j}$  für eine Branche  $j$  mit dem Basisjahr 0 und dem Berichtsjahr  $t$  wird von der amtlichen Statistik berechnet durch

$$P_{0t,j} = \frac{Q_{0t,j}}{B_{tj}/B_{0j}}.$$

Formal ergibt sich für den Index der Nettoproduktion der Industrie insgesamt mit  $j = 1, \dots, N$  Branchen:

$$Q_{0t} = \sum_{j=1}^N Q_{0t,j} \cdot g_{0,j}.$$

$g_{0,j}$  ist das Wägungsschema der Indexaggregation. Der Arbeitsproduktivitätsindex für die Industrie insgesamt  $P_{0t}$  ergibt sich als

$$P_{0t} = \sum_{j=1}^N P_{0t,j} \cdot \frac{a_{t,j}}{a_{0,j}} \cdot g_{0,j}; \quad a_{t,j} = \frac{B_{tj}}{B_t}; \quad B_t = \sum_{j=1}^N B_{tj}.$$

Der Index

$$\hat{P}_{0t} = \sum_{j=1}^N P_{0t,j} \cdot g_{0,j}$$

mißt die Arbeitsproduktivitätsentwicklung bei im Zeitablauf unveränderter Verteilung der Beschäftigten auf die Branchen.  $\hat{P}_{0t}$  wird in der amtlichen Statistik als „strukturbereinigter Produktivitätsindex“ bezeichnet. Der Index

$$L_{0t} = \sum_{j=1}^N \alpha_{0t,j} \cdot g_{0,j}; \quad \alpha_{0t,j} = \frac{a_{t,j}}{a_{0,j}}$$

erfaßt ausschließlich die Entwicklung der Beschäftigtenverteilung auf die Branchen. Es sei  $s_{0t}$  die mit dem Wägungsschema  $g_{0,j}$  gewogene Kovarianz von  $P_{0t,j}$  und  $\alpha_{0t,j}$ , also

$$s_{0t} = \sum_{j=1}^N (P_{0t,j} - \hat{P}_{0t}) (\alpha_{0t,j} - L_{0t}) g_{0,j}.$$

<sup>13</sup> DIW (1986), 21.

Durch Umformung dieser Summe erhält man unter Beachtung der oben definierten Indizes:

$$s_{0t} = P_{0t} - \hat{P}_{0t} \cdot L_{0t}.$$

Daher sind die Aggregatindizes  $P_{0t}$ ,  $\hat{P}_{0t}$ ,  $L_{0t}$  ausreichend, um die Richtung des Strukturwandels vom Basis- bis zum Berichtsjahr zu beschreiben<sup>14</sup>. Der Strukturwandel von Jahr  $t'$  bis  $t$  auf Basis 0 kann ebenfalls beschrieben werden; allerdings ist das Wägungsschema  $g_{t',j}$  für  $t' \neq 0$  nicht gegeben. Produktivitätsänderungen und Nettoproduktionsänderungen von  $t'$  bis  $t$  werden üblicherweise durch

$$\frac{P_{0t}}{P_{0t'}} \quad \text{und} \quad \frac{Q_{0t}}{Q_{0t'}}$$

erfaßt. Wird der erste Quotient mit  $P_{t',t}^*$  bezeichnet, dann gilt:

$$P_{t',t}^* = \sum_{j=1}^N P_{t',t,j}^* \cdot \alpha_{t',j} \cdot g_{t',t,j}^*, \quad \text{wobei:}$$

$$g_{t',t,j}^* = \frac{Q_{0t',j}}{Q_{0t'}} \cdot g_{0,j}.$$

Analog zur oben dargestellten Herleitung ergibt sich mit

$$L_{t',t}^* = \sum_{j=1}^N \alpha_{t',j} \cdot g_{t',t,j}^* \quad \text{und} \quad \hat{P}_{t',t}^* = \sum_{j=1}^N P_{t',t,j}^* \cdot g_{t',t,j}^*$$

als gewogene Kovarianz von  $P_{t',t,j}^*$  und  $\alpha_{t',t,j}^*$  mit den Gewichten  $g_{t',t,j}^*$ :

$$s_{t',t}^* = P_{t',t}^* - \hat{P}_{t',t}^* \cdot L_{t',t}^*.$$

Dividiert man  $s_{t',t}^*$  durch die (gewogenen) Standardabweichungen von  $P_{t',t,j}^*$  und  $\alpha_{t',t,j}^*$ , dann erhält man den (gewogenen) Korrelationskoeffizienten  $r_{t',t}^*$ . Für den Untersuchungszeitraum von  $t' = 1976$  bis  $t = 1985$  ergeben sich folgende Werte:

$$P_{t',t}^* = 126,36 \quad \hat{P}_{t',t}^* = 125,52 \quad L_{t',t}^* = 100 \quad s_{t',t}^* = 83,46 \quad r_{t',t}^* = 0,275.$$

Demnach haben Industriezweige mit überdurchschnittlichen Produktivitätszunahmen tendenziell ihren Anteil an den Beschäftigten überdurchschnittlich ausgeweitet (unterdurchschnittlich gesenkt). Mit Hilfe dieser

<sup>14</sup> Die hier angewandte Methode ist analog zu der bei Allen (1975), 62f., dargestellten.



Methode läßt sich die Tendenz des Strukturwandels von Jahr zu Jahr durch  $s_{t',t}^*$  oder  $r_{t',t}^*$  mit  $t' = t - 1$  aufzeigen. Mit Hilfe von  $s_{t',t}^*$  oder  $r_{t',t}^*$  und dem Wachstumsverlauf des Arbeitsproduktivitäts- ( $P$ ) und Nettoproduktionsindex ( $Q$ ), 1980 = 100, sowie der Beschäftigtenzahl ( $B$ ) läßt sich über den Zusammenhang zwischen Wachstum und Strukturwandel spekulieren. In den folgenden Abbildungen sind  $r_{t',t}^*$  und die Wachstumsraten von  $P$ ,  $Q$  und  $B$  für 1976/85 dargestellt. Wegen der Normierung von  $r^*$  und der besseren Interpretierbarkeit wird hier der Korrelationskoeffizient verwendet. Zur Beschreibung der tendenziellen Entwicklung genügt jedoch die Kovarianz die nur von Aggregatindexwerten abhängt. Die Wachstumsraten für  $Q$  und  $P$  verlaufen bis 1983 mit Ausnahme des Jahres 1981 nahezu parallel, was auf ein dem „Verdoorn-Gesetz“ folgenden Zusammenhang hindeutet. Ferner gilt bis 1982/83  $r_{t',t}^* \leq 0$ . Ab 1983 gilt  $r_{t',t}^* \geq 0$ , die Wachstumsrate von  $Q$  und  $B$  steigen, während die von  $P$  sinkt. Eine mögliche Erklärung dieses Befundes ist die folgende: Mit  $r_{t',t}^* > 0$  kann durch Strukturwandel das Produktionspotential ab 1983 trotz sinkenden Arbeitsproduktivitätswachstums ausgeweitet werden. Dadurch kann bei Zunahme der Beschäftigungswachstumsrate das Produktionswachstum gesteigert werden.

### 3. Unternehmenskonzentration und Arbeitsproduktivitätsentwicklung

Der Einfluß der Unternehmenskonzentration auf die Rate des technischen Fortschritts ist häufig diskutiert worden<sup>15</sup>. Wenn eine Erhöhung der Arbeitsproduktivität im wesentlichen auf technischem Fortschritt beruht, dann müßte die Arbeitsproduktivitätsentwicklung je nach Höhe der Unternehmenskonzentration unterschiedlich sein. *Nelson* und *Winter* berufen sich auf Schumpeter bei der Aussage: „A market structure involving large firms with a considerable degree of market power is the price that society must pay for rapid technological advance. Thus there is a trade off between static efficiency, ..., and dynamic progressiveness<sup>16</sup>.“ Wenn diese Aussage zutrifft, entsteht ein „Dilemma“ für die Wettbewerbspolitik<sup>17</sup>.

Von *Scherer*<sup>18</sup> wird die Studie von Greer und Rhoades über den Einfluß der Unternehmenskonzentration auf die kurz- und langfristige Arbeitsproduktivitätsentwicklung in US-Branchen als „vermutlich sorgfältigste“ angesehen. Ihren Regressionen zufolge hat die Unternehmenskonzentration einen positiven Einfluß auf die lang- und kurzfristige Arbeitsproduktivitätsentwicklung. Dieses Resultat steht im Gegensatz zu früheren amerikani-

<sup>15</sup> Vgl. *Kamien / Schwartz* (1975); *Scherer* (1980), Kapitel 15.

<sup>16</sup> *Nelson / Winter* (1982), 114.

<sup>17</sup> Zu diesem „Dilemma“ und anderen vgl. z. B. *Herdzina* (1984), 36 ff.

<sup>18</sup> *Scherer* (1980), 433.

schen Studien<sup>19</sup>. Für die Bundesrepublik Deutschland wurde vom *Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung* im Rahmen einer breiteren Studie der erwähnte Zusammenhang untersucht. Die Rangkorrelationen zwischen durchschnittlicher Änderungsrate der Arbeitsproduktivität 1962 - 74 und der Dreierkonzentrationsrate in 28 Branchen ergab, daß kein derartiger Zusammenhang besteht<sup>20</sup>. *Gahlen, Buck und Arz* gelangen aufgrund ihrer empirischen Untersuchung dagegen zu folgendem Schluß: „Höher konzentrierte Branchen haben höhere Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität<sup>21</sup>.“ Die empirische Evidenz hat demnach nicht zu eindeutigen Schlüssen geführt.

Im folgenden wird mit Daten der Arbeitsproduktivitätsentwicklung 1976/85 und des Herfindahlindex der Unternehmenskonzentration für 33 westdeutsche Branchen<sup>22</sup> zunächst gezeigt, daß die Resultate von *Gahlen, Buck und Arz* vermutlich anders als oben beschrieben zu interpretieren sind. Zweitens wird zusätzlich der Einfluß der absoluten Unternehmensgröße und der Investitionsintensität, gemessen als Investitionen pro Beschäftigten, auf die lang- und kurzfristige Arbeitsproduktivitätsentwicklung untersucht. Die Hypothese, technischer Fortschritt werde eher von großen als von kleinen Unternehmen „erzeugt“ und in der Produktion eingesetzt, stützt sich auf eine Reihe plausibler Begründungen<sup>23</sup>, auf die hier nicht eingegangen werden kann. Beispielsweise schreibt *Galbraith*: „Because development is costly, it follows that it can be carried on only by a firm that has the resources which are associated with considerable size<sup>24</sup>.“ Je größer die Investitionsintensität in einer Branche ist, desto höher ist ceteris paribus der Anteil der jeweils modernen Kapitalgüter, mit denen ein Arbeitsplatz ausgerüstet wird. Es kann daher vermutet werden, daß tendenziell in Branchen mit hoher Investitionsintensität die Arbeitsproduktivität stärker zunimmt als in denen mit niedriger Intensität.

*Gahlen, Buck und Arz* verwenden eine nahezu gleiche Datenbasis wie in dieser Arbeit. Sie erhalten u. a. folgendes Regressionsergebnis:

$$(9) \quad \hat{Dy}_i = 0,037 + 0,111 \cdot 10^{-4} H_i$$

(12,29)      (3,85)

$$R^2 = 0,34 .$$

<sup>19</sup> Vgl. *Greer / Rhoades* (1976), 1031 ff.

<sup>20</sup> Vgl. Gutachten des DIW in *Monopolkommission* (1978), 648.

<sup>21</sup> *Gahlen / Buck / Arz* (1985), 157.

<sup>22</sup> Für die Branchen 3011, 3015, 3030 sowie 3021, 3025 wurden die Herfindahl-Indizes nach der Formel von *Piesch* (1975), 216, aggregiert.

<sup>23</sup> Vgl. z.B. *Scherer* (1980), 413 ff. und *Clarke* (1985), 161 ff.

<sup>24</sup> *Galbraith* (1956), 87.

In (9) ist  $Dy_i$  das arithmetische Mittel von  $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$  für die Industrie  $i = 1, \dots, 33$ , wobei  $y_{it}$  die Arbeitsproduktivität (Bruttowertschöpfung / Zahl der Beschäftigten) im Jahr  $t$  ist.  $H_i$  ist der mit 10 000 multiplizierte Herfindahlindex 1977. Der Untersuchungszeitraum ist 1960/80. Die  $t$ -Werte in (9) legen zunächst den Schluß nahe,  $H$  habe einen positiven signifikanten Einfluß auf die „langfristige“ Arbeitsproduktivitätsentwicklung (hier und im folgenden wird das Signifikanzniveau 0,05 festgesetzt). Datenbasis und Messung der Konzentration durch  $H$  legen allerdings den Verdacht nahe, daß die Residualzufallsvariablen bei Spezifikation des ökonometrischen Modells (9) heteroskedastisch sind derart, daß ihre Varianzen  $\sigma_i^2$  mit  $H_i$  steigen.  $H$  bezieht sich auf zweistellige SYPRO-Wirtschaftszweige mit stark unterschiedlicher Zahl von vierstelligen Branchen. Beispielsweise ist der Zweisteller „Mineralölverarbeitung“ identisch mit dem Viersteller während der Zweisteller „Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden“ in der Datenbasis 21 Viersteller aufweist. Je weiter die Branche abgegrenzt ist, desto niedriger ist tendenziell  $H$  für die Branche. Da die Indizes der Arbeitsproduktivitätsentwicklung sich bei weit abgegrenzten Branchen aus vielen Einzelentwicklungen in den Vierstellern zusammensetzen, kann eine geringere Varianz der Residualvariablen bei niedrigem als bei hohem  $H$ -Index vermutet werden. Die Regressionsergebnisse (9) sind daher nicht vorbehaltlos interpretierbar. Eine zu (9) analoge Querschnittsregression über die im Anhang aufgeführten Branchen für 1976/85 ergibt:

$$(10) \quad \hat{Dy}_i = 0,0211 + 0,114 \cdot 10^{-4} H_i$$

(5,37)                      (2,67)

$$\bar{R}^2 = 0,160 \quad N = 33 \quad F_G(9; 9) = 11,62 .$$

In (9) wurde  $Dy_i$  aus Arbeitsproduktivitätsindizes (1980 = 100) berechnet,  $H_i$  ist der  $H$ -Index im Jahr 1983 für  $N = 33$  Branchen,  $\bar{R}^2$  ist das bereinigte Bestimmtheitsmaß und  $F_G(9; 9)$  der Wert der  $F$ -Statistik eines Goldfeld-Quandt-Tests auf Homoskedastizität, wobei die mittleren 11 Datenzeilen der nach aufsteigender Folge von  $H$  geordneten Daten für den Test ausgeschlossen wurden<sup>25</sup>. Für 9 Zähler- und Nennerfreiheitsgrade muß die Hypothese homoskedastischer Residuen verworfen werden. Besteht eine positive Korrelation zwischen  $\sigma_i^2$  und  $H_i$ , wie oben angenommen, dann wird die Varianz der OLS-Schätzer für die Regressionskoeffizienten unterschätzt. Die  $t$ -Werte in (10) können dann nicht in üblicher Weise interpretiert werden. In dieser Situation bieten sich zwei Möglichkeiten: Erstens kann a priori eine Funktionalbeziehung zwischen  $\sigma_i^2$  und  $H_i$  in (10) angenommen werden; wenn diese als „richtig“ unterstellt ist, dann läßt sich die Varianzmatrix der Koeffizientenschätzer asymptotisch effizient schätzen. Bei Fehlspezifikation der Beziehung zwischen  $\sigma_i^2$  und  $H_i$  gilt dies nicht.

<sup>25</sup> Vgl. z. B. Johnston (1984), 300 f.

Zweitens läßt sich mit Hilfe der geschätzten OLS-Residuen eine konsistente Schätzung für die Varianz der OLS-Koeffizientenschätzer ohne A-priori-Spezifikation der Heteroskedastizitätsform gewinnen<sup>26</sup>. Mit Hilfe des Wald-Tests lassen sich anschließend Signifikanztests für die Regressionskoeffizienten durchführen. Der Quotient aus dem quadrierten OLS-Schätzwert und der konsistent geschätzten Varianz des jeweiligen OLS-Schätzers ist der Wert der mit einem Freiheitsgrad asymptotisch chiquadratverteilten Wald-Statistik. – Da das zweite Verfahren keine Gefahr von Fehlspezifikationen mit sich bringt, wird es hier dem ersten vorgezogen. Für Tests der Koeffizienten von (10) auf Null erhält man folgende Werte der Wald-Statistik (in der Reihenfolge wie in (10)): 33,65 und 1,46. Dieses Resultat spricht *nicht* für einen positiven signifikanten Einfluß der Unternehmenskonzentration auf die Arbeitsproduktivitätsentwicklung<sup>27</sup>.

Die Einbeziehung der Investitionsintensität  $I$  im Jahr 1983 und der durchschnittlichen Unternehmensgröße  $G$  (Umsatz/Zahl der Unternehmen 1983)<sup>28</sup> in (10) ergibt<sup>29</sup>:

$$(11) \quad \hat{Dy}_i = 0,010 + 0,110 \cdot 10^{-4} H_i + 0,231 \cdot 10^{-2} I_i - 0,747 \cdot 10^{-4} G_i$$

$$\quad \quad \quad (1,91) \quad (2,62) \quad (2,73) \quad (-3,80)$$

$$\bar{R}^2 = 0,447 \quad N = 33 \quad F_G(7; 7) = 12,33 \quad \text{COND} = 8,99$$

Der  $F_G$ -Wert in (11) weist auf Heteroskedastizität hin. COND ist ein Maß für Kollinearität der Regressoren; bei COND > 30 besteht Gefahr der Fehlinterpretation aufgrund von Multikollinearität<sup>30</sup>. Bei Schätzung unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität nach dem zweiten oben genannten Verfahren ergeben sich folgende Werte der jeweils mit einem Freiheitsgrad asymptotisch chiquadratverteilten Wald-Statistik (in der Reihenfolge der jeweiligen Regressionskoeffizienten wie in (11)):

$$2,75 \quad 2,47 \quad 4,33 \quad 8,20$$

Nach Maßgabe des Wald-Tests hat auch in dieser Regression  $H$  keinen signifikanten Einfluß auf  $Dy$ ; die Unternehmensgröße hat einen negativen, die Investitionsintensität einen positiven Einfluß auf die Arbeitsproduktivitätsentwicklung. Die oben zitierte Behauptung von Galbraith wird durch

<sup>26</sup> Vgl. *Judge et al.* (1985), 422 ff.

<sup>27</sup> Eine simultane Maximum-Likelihood-Schätzung der Parameter gemäß (10) unter der Annahme  $\sigma_i^2 = \sigma^2 \cdot H_i^d$  ergab, daß die mit Hilfe der Informationsmatrix-Schätzung berechneten  $t$ -Werte dieselbe Aussage implizieren ( $d = 0,61$ ).

<sup>28</sup> Quelle: *Monopolkommission* (1986), Tabellen II.5 und II.13; eigene Berechnung.

<sup>29</sup> Hier wird die Spezifikation in Analogie zu der von Gahlen / Buck und Arz gewählt, um Vergleiche zu erleichtern. Andere Spezifikationen, z. B. eine Regression von  $p$  auf  $H$ ,  $I$  und  $G$ , führen zu ähnlichen Schlußfolgerungen.

<sup>30</sup> Vgl. *Belsley / Kuh / Welsch* (1980), Kapitel 3.

dieses Resultat nicht gestützt. Das Überwiegen von großem Unternehmen in einer Branche scheint im Gegenteil eine ungünstige Voraussetzung für hohes Produktivitätswachstum zu sein.

Greer und Rhoades erforschen den Einfluß der Unternehmenskonzentration auf die kurzfristige Arbeitsproduktivitätsentwicklung, indem die jährlichen Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität im Beobachtungszeitraum für alle untersuchten Industrien in kombinierter Zeitreihen-Querschnittsregression analysiert werden. Sie schätzen eine Reihe von ökonometrischen Modellen, in denen das Produktionswachstum separat und interagierend mit der Konzentrationsrate einer Industrie als Regressor einbezogen wird. Auf Probleme derartiger Modelle wurde bereits im ersten Abschnitt hingewiesen. Hier wird ein anderer Regressionsansatz untersucht: Für die 33 Branchen liegen Daten für die jährliche Arbeitsproduktivitätsänderung 1976/85 vor. Diese dienen zur Beschreibung der „kurzfristigen“ Arbeitsproduktivitätsänderung in Anlehnung an Greer und Rhoades durch  $\Delta P_{it} = 100 \cdot (y_{it} - y_{it-1}) / y_{it-1}$  für Branche  $i$  im Jahr  $t$ . Mangels geeigneter Daten wird  $H_{it} = H_{i1983}$ ,  $I_{it} = I_{i1983}$  und  $G_{it} = G_{i1983}$  für alle  $t = 1977, \dots, 1985$  unterstellt; die Unterschiede der Industrien hinsichtlich  $H$ ,  $G$  und  $I$  werden daher als im Beobachtungszeitraum konstant angenommen. Die kombinierte Zeitreihen-Querschnittsregression über alle 33 Branchen für die Jahre 1977 bis 1985 ergibt<sup>31</sup>:

$$(12) \quad \hat{\Delta P}_{it} = 1,041 + 0,125 \cdot 10^{-2} H_i + 0,244 I_i - 0,778 \cdot 10^{-2} G_i$$

$$(1,77) \quad (2,76) \quad (2,67) \quad (-3,67)$$

$$\bar{R}^2 = 0,08 \quad N = 297 \quad \text{COND} = 8,99$$

Da die Regressormatrix in (12) für alle  $t$  konstant ist, kann man bei einem Test auf Heteroskedastizität, die ja nach der oben formulierten Annahme durch die Branchenunterschiede begründet ist, von der Annahme  $\sigma_{it}^2 = \sigma_i^2$  für alle  $t$  ausgehen. Für jede Branche  $i = 1, \dots, 33$  liegen 9 Zeitbeobachtungen vor; es kann daher ein Modell mit jeweils 9 Beobachtungen für 33 Subgruppen unterstellt werden. Unter dieser Annahme kann mit dem Bartlett-Test<sup>32</sup> die Homoskedastizität der Residualzufallsvariablen geprüft werden; es ergibt sich ein Wert der Chi-Quadratstatistik in Höhe von 123,21 bei 32 Freiheitsgraden. Die Hypothese der Homoskedastizität der Residuen ist daher zu verwerfen. Der Goldfeld-Quandt-Test führt ebenfalls zur Ablehnung der Hypothese homoskedastischer Residuen ( $F_G(95; 95) = 2,328$ ). Eine Schätzung der Varianzen der OLS-Koeffizientenschätzer von (12) nach dem oben beschriebenen zweiten Verfahren (ohne Spezifikation der Heteroske-

<sup>31</sup> Die Kapazitätsauslastung als Determinante der kurzfristigen Arbeitsproduktivitätsentwicklung konnte wegen Datenmangels nicht berücksichtigt werden.

<sup>32</sup> Vgl. z.B. *Judge et al. (1985)*, 447 ff.

dadstizitätsform) ergibt folgende Werte der jeweils mit einem Freiheitsgrad asymptotisch chiquadratverteilten Wald-Statistik (in der Reihenfolge der jeweiligen Regressionskoeffizienten wie in (12)):

1,82      3,32      4,36      6,91 .

Demnach hat in (12) die Unternehmenskonzentration keinen signifikanten Einfluß auf die kurzfristige Arbeitsproduktivitätsentwicklung.

Unter der Annahme  $\sigma_{it}^2 = \sigma_i^2$  für alle  $t$  lassen sich die Regressionskoeffizienten von (12) mit einem iterativen Maximum-Likelihood-Verfahren asymptotisch effizient schätzen. Das Verfahren ist in Judge et al. beschrieben<sup>33</sup> und liefert einen Schätzwert der asymptotischen Kovarianzmatrix der Koeffizientenschätzer. Das Resultat ist<sup>34</sup>:

$$(13) \quad \hat{\Delta P}_{it} = \begin{array}{cccc} 1,254 & 0,336 \cdot 10^{-3} & 0,225 & 0,693 \cdot 10^{-2} \\ 4,89 & 0,26 & 11,53 & 8,86 \end{array} \begin{array}{l} H_i + \\ I_i - \\ G_i . \end{array}$$

In (13) stehen die Werte der Wald-Statistik unter den Schätzungen für die Regressionskoeffizienten. Auch nach diesen Resultaten scheint die Unternehmenskonzentration auf die kurzfristige Arbeitsproduktivitätsentwicklung keinen signifikanten Einfluß zu haben. Die kurzfristige Arbeitsproduktivitätszunahme scheint dagegen signifikant zu steigen, wenn die Investitionsintensität in der jeweiligen Branche zu- und die Unternehmensgröße abnimmt.

#### 4. Schlußfolgerungen

Im Gegensatz zu Vorperioden besteht im Zeitraum 1976/85 eine positive Korrelation zwischen Arbeitsproduktivitäts- und Beschäftigungsentwicklung in 33 Branchen des Bergbaus und Verarbeitenden Gewerbes. Der Strukturwandel hat bewirkt, daß der Beschäftigtenanteil der Industriezweige tendenziell zugenommen hat, die überdurchschnittlich hohe Produktivitätszuwächse hatten. Der Strukturwandel 1976/83 unterscheidet sich von dem ab 1983. Im ersten Teilzeitraum besteht eine negative, im zweiten eine positive Korrelation zwischen dem Wachstum der Arbeitsproduktivität und dem des Beschäftigtenanteils im Querschnitt über 33 Branchen. Die Frage, ob die über den Gesamtzeitraum positive strukturelle Entwicklung durch eine hohe Unternehmenskonzentration ceteris paribus begünstigt wird, kann aufgrund der empirischen Resultate nicht bejaht werden.

<sup>33</sup> *Ebenda*, 428ff.

<sup>34</sup> Nach 11 Iterationen ergab sich eine Konvergenz der Regressionskoeffizienten derart, daß der Vektorabstand (nach euklidischer Norm) des Vektors bei Iteration 11 von dem bei Iteration 10 kleiner 0,001 ist.

Sie zeigen im Gegensatz zu früheren Arbeiten, daß eine hohe Konzentration und durchschnittliche Unternehmensgröße *keinen* positiven Einfluß auf Produktivitätsfortschritte haben. Hohe Arbeitsproduktivitätszuwächse sind vor allem in Industrien mit hoher Investitionsintensität und geringer Unternehmensgröße zu erwarten.

### Zusammenfassung

Im ersten Teil werden die Interdependenzen zwischen Strukturwandel und Entwicklung der Arbeitsproduktivität, Beschäftigung und Produktion im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe der BRD untersucht. Mit Hilfe von Methoden der Regressionsanalyse und der Indexrechnung wird gezeigt, daß die erwähnte Interdependenz je nach industrieller Wachstumsphase verschieden ist. Im zweiten Teil wird der Einfluß der Unternehmenskonzentration auf die Arbeitsproduktivitätsentwicklung im Querschnitt über 33 Industriezweige geprüft. Es zeigt sich, daß tendenziell kein positiver Einfluß der Konzentration auf das Produktivitätswachstum besteht. Dieses Resultat steht im Widerspruch zu früheren Arbeiten und beruht vermutlich darauf, daß in jenen Untersuchungen Residuenheteroskedastizität unberücksichtigt bleibt.

### Summary

The first part of the paper analyses interdependencies of structural change and growth of labour productivity employment and production in 33 West German industries. Methods of regression analysis and index theory are employed to show that these interdependencies are differentiated with respect to industrial growth phases. In the second part the influence of firm concentration on labour productivity growth is analysed in the framework of cross section analysis. In contrast to former studies we get the result, that firm concentration has not a positive influence on productivity growth. This divergence is probably due to the fact, that former studies have not taken into account heteroscedasticity of residuals.

### Anhang

**Wachstumsfaktor des Indexes der Arbeitsproduktivität ( $p$ ),  
der Nettoproduktion ( $q$ ) und der Beschäftigtenzahl ( $b$ ), 1980 = 100,  
v. 1976 - 85, sowie Wert des Herfindahlindex ( $\times 10\,000$ )  $H$  1983  
für den Bergbau und das Verarbeitende Gewerbe**

SYPRO Industriezweig:		$p$	$q$	$b$	$H$
21	Bergbau	97,96	87,34	89,17	2387*
22	Mineraloelverarb.	92,88	81,06	87,28	1172
25	Gew. u. Verarb. v. Steinen u. Erden	115,28	90,15	78,20	49
27	Eisensch. Ind.	138,91	97,51	70,20	824
28	NE-Metallind.	135,60	120,50	88,86	495

SYPRO Industriezweig:		<i>p</i>	<i>q</i>	<i>b</i>	<i>H</i>
2910	Eisen- Stahl- u. Tempergießerei	117,57	83,75	71,23	489
2950	NE-Metallgießerei	128,91	136,07	105,55	310
3011/ 15, 30	Ziehereien, Kaltwalz., Mech., ang.	120,87	94,57	78,24	162**
40	Chemische Ind.	125,49	120,50	96,02	383
53	Holzbearbeitung	135,99	93,94	69,08	116
55	Zellst., Holzschl., Papier- u. Pappeerz.	168,73	144,60	85,70	538
59	Gummiverarbeitung	121,06	104,28	86,14	567
3021 - 3025	Stahlverformung, Oberflächen- veredl., Haert.	121,47	111,53	91,82	40**
31	Stahl- u. Leichtmetallb.	98,93	89,58	90,56	114
32	Maschinenbau	117,59	108,15	91,98	44
33	Straßenfahrzeugb., Rep. von KFZ usw.	116,97	136,53	116,73	976
36	Elektrotech., Rep. v. Haushaltsg. usw.	143,46	133,71	93,20	473
37	Feinmech., Optik, H. von Uhren	134,41	115,24	85,74	203
38	H. v. Eisen-, Blech- u. Metallwaren	126,95	114,43	90,14	46
50	H. v. Büromasch., ADV-Geräten u. Einricht.	268,69	389,98	145,14	3648
39	H. v. Musikinstr., Spielwaren, Füllhaltern usw.	111,92	90,49	80,85	83
51	Feinkeramik	122,38	102,47	83,73	717
52	H. u. Verarb. u. Veredelung von Glas	147,53	121,18	82,14	355
54	Holzverarbeitung	110,58	91,06	82,35	23
56	Papier- u. Pappeverarb.	146,49	132,47	90,43	110
57	Druckerei, Vervielfält.	130,13	118,46	91,04	54
58	H. v. Kunststoffwaren	130,20	143,56	110,26	42
61	Ledererzeugung	136,79	102,49	74,93	402
62	Lederverarbeitung	108,59	78,76	72,54	181
63	Textilgewerbe	129,38	89,90	69,48	31
64	Bekleidungs-gewerbe	110,91	76,63	69,09	33
68	Ernährungsgewerbe	136,23	114,88	84,33	28
69	Tabakverarbeitung	132,80	110,61	83,29	1734

\* Wert f. 1981

\*\* Vgl. Fußnote 22.

Quellen: Für *p*: 1976 - 79 Statistisches Bundesamt (1980), S. 246f. 1980 - 85 Statistisches Jahrbuch (1985 1986), S. 191, S. 189. Für *q*: Statistisches Jahrbuch (1984 1986), S. 190, S. 186. Für *b*: eigene Berechnung. Für *H*: Monopolkommission (1986), S. 330ff. u. S. 386ff.



**Literatur**

- Allen, R. G. D. (1975), *Index Numbers in Theory and Practice*. London and Basingstoke.
- Belsley, D. A. / Kuh, E. / Welsch, R. E. (1980), *Regression Diagnostics*, New York etc.
- Clarke, R. (1985), *Industrial Economics*. Oxford.
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1986), *Zwischenbericht zur Strukturberichterstattung 1987*. Berlin.
- Gahlen, B. / Buck, A. J. / Arz, St. (1985), *Ökonomische Indikatoren in Verbindung mit der Konzentration*, in: Bombach, G. / Gahlen, B. / Ott, A. E. / (Hrsg.), *Industrieökonomik / Theorie und Empirie*. Tübingen, 127 - 166.
- Galbraith, J. K. (1956), *American Capitalism*, Boston.
- Greer, D. F. / Rhoades, S. A. (1976), *Concentration and Productivity Changes in the Long and Short Run*, in: *The Southern Economic Journal* 43, 1031 - 1044.
- Herdzina, K. (1984), *Wettbewerbspolitik*, Stuttgart New York.
- Johnston, J. (1984), *Econometric Methods*, Third Edition, Auckland etc.
- Judge, G. G. / Griffith, W. E. / Hill, R. C. / Lütkepohl, H. / Lee, T. (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*. Second Edition. New York etc.
- Kaldor, N. (1967), *Strategic Factors in Economic Development*, New York.
- Kamien, M. I. / Schwartz, N. L. (1975), *Market Structure and Innovation: A Survey*, in: *Journal of Economic Literature* 13, 1 - 37.
- Monopolkommission (1986), *Gesamtwirtschaftliche Chancen und Risiken wachsender Unternehmensgrößen; Hauptgutachten 1984/1985*. Baden-Baden.
- Nelson, R. / Winter, S. (1982), *An Evolutionary Theory of Economic Change*. Cambridge (Mass.).
- Piesch, W. (1975), *Statistische Konzentrationsmaße. Formale Eigenschaften und verteilungstheoretische Zusammenhänge*. Tübingen.
- Prais, S. J. (1981), *Productivity and Industrial Structure*. Cambridge, London etc.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1965), *Zweites Jahresgutachten*, Deutscher Bundestag, Drucksache V/123. Bonn.
- (1985), *Jahresgutachten 1985/86*, Deutscher Bundestag, Drucksache 10/4295. Bonn.
- Scherer, F. M. (1980), *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Second Edition. Chicago.
- Statistisches Bundesamt (1980), *Produzierendes Gewerbe, Fachserie 4, Reihe 5.7: Neuberechnung der Produktionsindizes und des Index der Arbeitsproduktivität auf Basis 1980*. Stuttgart und Mainz.
- (1984), *Statistisches Jahrbuch 1984 für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart und Mainz.
- (1986), *Statistisches Jahrbuch 1986 für die Bundesrepublik Deutschland*. Stuttgart und Mainz.
- United Nations (Economic Commission for Europe) (1977). *Structure and Change in European Industry*. New York.