

# Das Preisverhalten des konzentrierten und des nicht konzentrierten Industriebereichs 1966–1976

## Anmerkungen und Erweiterungen zur empirischen Untersuchung im Zweiten Hauptgutachten der Monopolkommission

Von P. Stahlecker und W. Ströbele\*

Die Monopolkommission kommt in ihrem Zweiten Hauptgutachten zu dem Schluß, daß kein unterschiedliches Verhalten zwischen konzentrierten und nicht konzentrierten Industriebereichen im Konjunkturablauf nachzuweisen ist. Mit einem anderen statistischen Verfahren werden verschiedene Einzelaspekte dieses Themenkreises erneut untersucht.

### 1. Ausgangspunkt und Problemstellung

Die Monopolkommission setzte sich in ihrem ersten Hauptgutachten 1973/74 unter anderem auch das Ziel, eine Antwort auf die Frage zu liefern, ob die Wirksamkeit konjunkturpolitischer Maßnahmen durch die Unternehmenskonzentration beeinflußt wird<sup>1</sup>. Hierzu wurde eine empirische Analyse beim Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) in Auftrag gegeben, deren endgültige Ergebnisse im zweiten Hauptgutachten 1976/78 veröffentlicht wurden<sup>2</sup>.

In einer zusammenfassenden Würdigung der empirischen Ergebnisse des DIW-Gutachtens gelangt die Monopolkommission zu zwei bedeutenden Schlußfolgerungen:

- Es sei „nicht gelungen nachzuweisen, daß die Konzentration einen Einfluß auf das konjunkturelle Verhalten der Industriezweige hat, d. h. die Ausgangsfrage nach den Möglichkeiten der Wettbewerbspolitik, die Wirksamkeit der Stabilitätspolitik zu erhöhen, zu beantworten“<sup>3</sup>.

---

\* Diese Arbeit entstand in einem größeren Forschungsvorhaben. Die wichtigsten Ergebnisse wurden bereits im Sommer 1979 vorgestellt. Für kritische Anmerkungen danken wir G. Trenkler.

<sup>1</sup> Vgl. *Monopolkommission* (1976), 29.

<sup>2</sup> Vgl. *Monopolkommission* (1978), 578 ff. Das Gutachten wurde von R. Pischner, K. Droegge und B. Weiser (DIW) erstellt.

<sup>3</sup> *Monopolkommission* (1978), Ziff. 633. Zur Ableitung der in der Studie getesteten Hypthesen vgl. A. Oberhauser (1979).

- Es könne „festgestellt werden, daß sich das Verhalten der konzentrierten Industriezweige im Konjunkturablauf nicht grundlegend von dem der nicht konzentrierten unterscheidet“<sup>4</sup>. Nicht bestätigt lasse sich somit „die Behauptung, daß sich die Wirtschaft in einen konzentrierten und in einen nicht konzentrierten Sektor gliedert, die sich im Konjunkturablauf völlig unterschiedlich verhalten“<sup>5</sup>.

In ihrem Resümee verweist die Monopolkommission ausdrücklich auf die Notwendigkeit weiterer Forschung<sup>6</sup>. Dabei werden auch einige Einwände formuliert, die gegen das DIW-Gutachten vorgebracht werden können<sup>7</sup>. Im wesentlichen handelt es sich um Schwierigkeiten, die in der mangelnden Aussagefähigkeit des verfügbaren Datenmaterials begründet sind, wie zu hoch aggregierte Betrachtung von Industriegruppen, Nichtberücksichtigung der Außenhandelsverflechtungen und der Nachfragemacht, Diskrepanz zwischen institutioneller und produktmäßiger Abgrenzung der Daten, fehlende Daten über die Kostenfaktoren auf der Anbieterseite etc.<sup>8</sup>.

Davon unbenommen kann man aber auch die methodischen Aspekte der DIW-Untersuchung näher beleuchten und überprüfen, ob sich hier nicht Verbesserungsmöglichkeiten aufzeigen lassen. Das erfordert zunächst, einige Ausführungen zu den im Gutachten genannten Hypothesen voranzustellen. Wir beschränken uns dabei im wesentlichen auf die Probleme des Preisverhaltens konzentrierter und nicht konzentrierter Industrien im Konjunkturablauf und diskutieren in diesem Zusammenhang auch einige weitere Hypothesen. Dies eröffnet uns in einem zweiten Schritt die Möglichkeit, die Ergebnisse der Monopolkommission mit einem anderen Testansatz zu überprüfen<sup>9</sup>.

## **2. Hypothesen über das Preisverhalten konzentrierter Industriebranchen und ihre theoretische Begründung**

Über den Zusammenhang zwischen der Unternehmenskonzentration und dem Preisverhalten scheint in der Literatur lediglich eine gewisse Einigkeit darüber zu bestehen, daß mit einem hohen Konzentrationsgrad Entscheidungsspielräume in der Preispolitik verbunden sind, die ein im Vergleich zur Konkurrenzpreisbildung breiteres Spektrum unterschiedlicher Preisreaktionen ermöglichen<sup>10</sup>. Aus der Vielzahl denk-

<sup>4</sup> Monopolkommission (1978), Ziff. 633.

<sup>5</sup> Ebd.

<sup>6</sup> Vgl. ebd., Ziff. 635.

<sup>7</sup> Vgl. ebd., Ziff. 634.

<sup>8</sup> Vgl. ebd., Ziff. 634.

<sup>9</sup> Da uns die Validität des im DIW-Gutachten verwendeten Rangkorrelationskoeffizienten-Tests von *Spearman* für die gestellten Fragen fraglich erscheint, ist ein anderer Testansatz besonders interessant.

barer Verhaltensweisen wurde bisher vor allem die Reaktionsform relativ starrer Preise in konzentrierten Industriebranchen herausgestellt. Die theoretischen und empirischen Auseinandersetzungen um die sogenannten „administrierten Preise“ und die gleichzeitig stattfindende Weiterentwicklung der Preistheorie bis hin zu den oligopoltheoretischen Modellen der sechziger Jahre haben in den letzten Jahrzehnten wertvolle Einsichten in diesen Problembereich gebracht<sup>11</sup>. Mit diesen Modellen läßt sich das Phänomen oligopolistischer Preisstarrheiten nicht nur formal erklären, sondern es wird auch begrifflich klar, was unter einem relativ inflexiblen Preis bzw. Preisverhalten zu verstehen ist: Nicht gemeint ist eine geringe absolute oder relative Häufigkeit von Preisänderungen je Zeitperiode, sondern eine geringe Reagibilität bei Veränderungen der Nachfrage- und/oder der Kostensituation.

Ähnlich günstig wie bei der theoretischen Begründung der Hypothese tendenziell starrer Preise steht es mit der Erklärung eines anderen Preisverhaltens, das auch vor allem konzentrierten Branchen zugeschrieben wird: Bei rückläufiger Nachfrage bleiben nicht nur Preissenkungen aus, sondern die Preise steigen als Folge verminderter Nachfrage an<sup>12</sup>. In den Vereinigten Staaten konnte man ein solches Preisverhalten während der beiden Nachkriegsrezessionen 1957 - 58 und 1970 - 71 in konzentrierten Industrien beobachten<sup>13</sup>.

Preissteigerungen bei rückläufiger Nachfrage lassen sich sowohl mit einer Aufschlagskalkulation bei fallenden Stückkostenverläufen als auch mit einem konstanten Zielgewinn erklären, der unabhängig von der Produktionshöhe erreicht werden soll. Preistheoretische Erklärungsmodelle, die auf Monopol- und Oligopolmärkte zugeschnitten sind, eignen sich zunächst nicht unmittelbar als theoretische Grundlage für empirische Analysen, in denen man mangels geeigneter Daten nur mit einem recht groben Maß für den industriellen Konzentrationsgrad arbeiten kann. Allerdings lassen sich tendenzielle Verbindungen herstellen, wenn man von folgender Überlegung ausgeht: Übersteigt der Konzentrationsgrad — hier verstanden als Umsatzanteil der drei oder sechs größten Unternehmen am Gesamtumsatz der Branche — bestimmte Schwellenwerte, so ist es sehr wahrscheinlich, daß die quantitativ ins Gewicht fallenden Teilmärkte von wenigen großen Unternehmen beherrscht werden, die Industriebranche also „im Durchschnitt“ oligopolistisch strukturiert ist<sup>14</sup>.

<sup>10</sup> Vgl. dazu z. B. A. Oberhauser (1979), 17 und U. Willeke (1975).

<sup>11</sup> In dieser Diskussion haben insbesondere Means, Hall und Hitch, Sweezy, Blair, im deutschsprachigen Raum Krelle und Ott wichtige Beiträge geliefert.

<sup>12</sup> Vgl. H. Baum (1979).

<sup>13</sup> Vgl. J. M. Blair (1972), 404.

Sowohl die Begründungsansätze für die Hypothese relativ starrer Preise wie für die atypische Preisreaktion lassen eine wichtige Schlußfolgerung zu, wenn man sie analog auf das Preisverhalten bei einer Nachfrageexpansion anwendet. Gilt die Hypothese der relativen Preisstarrheit generell, dann reagieren die Preise konzentrierter Industrien auch relativ wenig auf eine Nachfrageerhöhung. Dies wiederum hätte in Phasen expansiver Konjunkturpolitik einen unter Umständen sogar erwünschten Nebeneffekt. Die absetzbare Menge kann bei einem gegebenen Anstieg der monetären Gesamtnachfrage und relativ stabilen Preisen stärker zunehmen als bei steigenden Preisen. Das Preisverhalten in Aufschwungs- und in Abschwungsphasen muß aber nicht notwendigerweise „symmetrisch“ sein. Es könnte z. B. durchaus sein, daß der konzentrierte Bereich im Konjunkturaufschwung ganz nach dem Schema einer Konkurrenzpreisbildung mit Preisanhebungen reagiert, im Abschwung aber Preissenkungen unterläßt oder gar zu Preiserhöhungen greift.

Aus der traditionellen Oligopoltheorie kann man, was die dynamischen Preisreaktionen in den verschiedenen Phasen des Konjunkturzyklus anbetrifft, kaum konkretere als die bisher genannten Aussagen ableiten. Ein großer Teil der Probleme hängt wohl damit zusammen, daß es bei der Analyse realer Preisbildungsprozesse nicht um die Bestimmung von Gleichgewichtspreisen bei gegebener Zielsetzung, gegebenen Preisabsatz- und Kostenfunktionen, gegebenem Grad der oligopolistischen Interdependenz usw. geht, sondern um dynamische Anpassungsvorgänge an laufend veränderte Nachfrage- und Kostenbeziehungen bei einem hohen Grad an Unsicherheit über die wechselseitige Reaktionsverbundenheit und das Verhalten der Konkurrenten<sup>15</sup>.

Noch größere Schwierigkeiten bereitet die Analyse der möglichen Beziehungen zwischen dem Preis- und dem Investitionsverhalten konzentrierter Branchen<sup>16</sup>. Hier kann man vor allem zwei Hypothesen disku-

---

<sup>14</sup> Wobei man bei Beschränkung auf den Konzentrationsgrad als strukturelles Merkmal insbesondere von  
 — der Nachfragemacht,  
 — der Außenhandelsverflechtung,  
 — dem Marktzugang,  
 — unterschiedlichen Graden der Produktdifferenzierung und der Markttransparenz abstrahiert.

So haben beispielsweise von uns durchgeführte Untersuchungen ergeben, daß die Exportquote der konzentrierten Branchen im Durchschnitt höher liegt als im nicht konzentrierten Bereich. Jedoch ergeben auch teilweise modifizierte Konzentrationskennziffern in unserem Testansatz keine wesentlichen Änderungen. Vgl. Abschnitt 4.

<sup>15</sup> Vgl. auch A. Oberhauser (1979), S. 18. Oberhauser sieht im übrigen bereits die These administrierter Preise als theoretisch nicht hinlänglich fundiert an. Vgl. ebenda, 18.

<sup>16</sup> Diesen Aspekt betont beispielsweise A. S. Eichner (1976), 65 f.

tieren. Einmal erscheint es plausibel, daß Oligopolunternehmen, die über gewisse Preisgestaltungsspielräume verfügen, diese auch dazu ausnutzen, geplante Investitionsvorhaben über den Preis zu finanzieren, um von externen Kapitalquellen möglichst unabhängig zu sein. In diesem Fall müßten Preiserhöhungen zeitlich einem Investitionsschub vorauslaufen. Ein solcher Zusammenhang spielt möglicherweise vor allem dann eine Rolle, wenn die Oligopolisten davon ausgehen müssen, daß wesentliche Teilmärkte, auf denen sie als Anbieter auftreten, in absehbarer Zukunft stagnieren oder schrumpfen werden. Dann ist es notwendig, möglichst schnell in neue Branchen (Märkte) einzudringen. Die hierzu erforderlichen finanziellen Mittel werden dann frühzeitig durch Preiserhöhungen in den jeweils laufenden Aufschwungsphasen beschafft<sup>17</sup>.

Die zweite Hypothese hat im Hinblick auf die Interpretation unserer empirischen Ergebnisse besondere Bedeutung. Hier geht es um die Frage, wie sich Oligopolisten in der Preispolitik verhalten, wenn als Folge von Investitionsentscheidungen, die in einer Boomphase unter zu optimistischen Absatzerwartungen getroffen wurden, eine starke Kapazitätsausweitung stattfindet und die Kapazitätsauslastung zu sinken beginnt. Diese Situation ist nämlich sehr genau von den eingangs diskutierten Fällen zu unterscheiden. Jetzt liegt die Ursache der verringerten Kapazitätsauslastung nicht in einem konjunkturell bedingten Nachfragerückgang, sondern in einer verfehlten Angebotspolitik. Die Entscheidungsprobleme gestalten sich dann ungleich schwieriger.

Kommt es als Folge einer Nachfrageschwankung, die konjunktureller Natur ist, zu einer verringerten Kapazitätsauslastung, so können die Oligopolisten davon ausgehen, daß *alle* davon in mehr oder weniger gleichem Ausmaß betroffen sind. Hinzu kommt die Erfahrung mit solchen konjunkturell bedingten Absatzkrisen und ihrer kurzfristigen Natur. Es spricht in dieser Lage vieles dafür, daß sich die Oligopolisten hier an bereits eingeübte Spielregeln halten und eine gemeinsame Preispolitik verfolgen, die den Mengenschlüssel bzw. die Verteilung der Marktanteile unberührt läßt und mögliche Kosteneffekte der verringerten Kapazitätsauslastung auf die Nachfrage überwälzt<sup>18</sup>.

Ganz anders zu beurteilen ist demgegenüber der Fall einer durch Überinvestition ausgelösten „Absatzkrise“<sup>19</sup>. Jetzt ist es möglich, daß

---

<sup>17</sup> Vollzieht sich der Wechsel in andere Märkte auf externem Wege (Erwerb von oder Beteiligung an anderen Unternehmen), so könnte man hier auch einen zirkulären Zusammenhang zwischen der Unternehmenskonzentration und dem oligopolistischen Preisverhalten konstruieren.

<sup>18</sup> Mit verringerter Kapazitätsauslastung steigen einmal die Fixkosten je Stück, zum anderen aber auch bei Hortung von Arbeitskräften die Lohnstückkosten.

das Prinzip der gemeinsamen Betroffenheit nicht mehr gilt. Der eine Anbieter war z. B. vorsichtiger bei der Investitionspolitik als der andere. Die Unsicherheit über das Ausmaß der Überkapazitäten bei den einzelnen Konkurrenten ist groß. Ferner ergibt sich bei einer von Oligopolist zu Oligopolist unterschiedlichen Kapazitätsausweitung, daß die Marktanteile umverteilt werden müssen, wenn alle auf einen ungefähr gleichen Grad der Kapazitätsauslastung kommen wollen. Dieser potentielle Interessenkonflikt schafft ein denkbar ungünstiges Klima für Preiserhöhungen. Jeder muß damit rechnen, daß die übrigen nicht mitziehen, um einen höheren Marktanteil zu erzielen. Auf der anderen Seite ist die Gefahr eines ruinösen Preiskampfes besonders hoch, wenn ein Oligopolist mit einer Preissenkung beginnen sollte. Deshalb spricht vieles für ein „Stillhalten“ bei den Preisen, bis die Nachfrage nach einiger Zeit soweit gestiegen ist, daß eine Normalauslastung der Produktionskapazitäten realisiert wird. Die Hypothese der relativen Preisstarrheit gewinnt also hier wieder besondere Bedeutung, allerdings mit einer unseres Erachtens anderen Begründung und mit einer Anwendung auf eine Phase „normaler“ konjunktureller Entwicklung.

### 3. Methodische Aspekte im DIW-Gutachten

Das methodische Vorgehen im Gutachten des DIW bei der statistischen Überprüfung verschiedener Arbeitshypothesen läßt sich wie folgt beschreiben<sup>20</sup>: Für eine bestimmte Anzahl von Industriezweigen wird der durchschnittliche Konzentrationsgrad ermittelt. Als Meßziffer dient der Umsatzanteil der drei größten Unternehmen einer Branche im Zeitraum 1962 - 1974. Weiterhin liegen für jede Branche einheitliche Zeitreihen für Indikatoren der branchenspezifischen Entwicklung vor (z. B. der Index der Erzeugerpreise, der Index der industriellen Nettoproduktion u. a. m.). Aus diesen Zeitreihen werden Meßziffern für das konjunkturelle Verhalten getrennt für konjunkturelle Aufschwungs- und Abschwungsphasen sowie für den gesamten Konjunkturzyklus einer Branche errechnet. Daran anschließend werden alle Arbeitshypothesen nach dem gleichen Testverfahren durchgeprüft. Die Frage ist jeweils, ob zwischen dem Merkmal X (Konzentrationsgrad) und dem Merkmal Y (Meßziffer des konjunkturellen Verhaltens) ein Zusammenhang besteht. Diese Fragestellung sowie der zugrunde liegende Testansatz werden in folgendem stochastischen Modell präzisiert<sup>21</sup>:

<sup>19</sup> Kosteneffekte ergeben sich hier aus den höheren Fixkosten je Stück, die bei einer Kapazitätsausweitung anfallen, wenn die absetzbare Menge nicht im erwarteten Ausmaß steigen kann.

<sup>20</sup> Vgl. *Monopolkommission* (1978), 593.

<sup>21</sup> Vgl. im folgenden *H. Büning, G. Trenkler* (1978), 250 ff.

- (i) Es liegen  $n$  paarige Beobachtungen  $(x_1, y_1), \dots, (x_n, y_n)$  vor, wobei  $x_i$  für den Konzentrationsgrad des  $i$ -ten Industriezweiges steht,  $y_i$  für den korrespondierenden Wert der errechneten Meßziffer ( $i = 1, 2, \dots, n$ ):
- (ii) Die Beobachtungen  $x_i$  bzw.  $y_i$  können als Realisationen von unabhängigen und stetig verteilten Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n$  bzw.  $Y_1, \dots, Y_n$  aufgefaßt werden.
- (iii) Die Zufallsvariablen  $(X_1, Y_1), \dots, (X_n, Y_n)$  sind identisch verteilt mit der gemeinsamen Verteilungsfunktion  $F_{X, Y}$ ; bezeichnet  $F_{X_i, Y_i}$  die Verteilungsfunktion von  $(X_i, Y_i)$ , so gilt also:

$$F_{X_i, Y_i} = F_{X, Y} \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

(das Gleichheitszeichen bedeutet hier die Gleichheit zweier Funktionen).

Die Nullhypothese  $H_0$  lautet: Die Zufallsvariablen  $X$  (Konzentrationsgrad) und  $Y$  (Indikator für das konjunkturelle Verhalten) sind unabhängig.

$H_0$  wird im zweiseitigen Fall gegen die alternative Hypothese  $H_1$  getestet: Die Zufallsvariablen  $X$  und  $Y$  sind abhängig (speziell: positiv oder negativ korreliert).

Als Teststatistik dient der Rangkorrelationskoeffizient  $r_s$  von Spearman. Ein Vorteil des Verfahrens ist, daß man es auch bei Daten mit ordinalem Meßniveau anwenden kann.

Gegen diesen Testansatz lassen sich verschiedene Einwände vorbringen. Zunächst kann man sich fragen, ob das statistische Modell überhaupt auf das vorliegende Datenmaterial angewendet werden kann, d. h. insbesondere ob die Annahmen (ii) und (iii) erfüllt sind<sup>22</sup>.

Es besteht zunächst aus sachlichen Gründen die Gefahr, daß die Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen verletzt ist. Die Industriezweige sind z. B. wegen der industriellen Verflechtung sowohl über die Kosten- als auch über die Nachfrageseite miteinander verknüpft. Nur bei kurzfristiger Betrachtung werden die daraus resultierenden in-

<sup>22</sup> Man könnte außerdem den Einwand erheben, daß die Daten nicht in einem Zufallsexperiment erzeugt bzw. als Zufallsstichprobe erhoben wurden. Unseres Erachtens ist dennoch die Anwendung eines stochastischen Konzeptes sinnvoll, da das Preis- und Mengenverhalten der Unternehmen einer großen Anzahl von sich ständig verändernden Einflußfaktoren auf der Angebots- und der Nachfrageseite sowie subjektiven Momenten wie z. B. konjunkturellen Erwartungen unterliegt. Hinzu kommt die bei der Aggregation von Mikrodaten zu industriebezogenen Durchschnittsgrößen auftretende „Summierung“ von Einzeleinflüssen. Insgesamt erscheint es vertretbar, die industriellen Preis- und Mengenfluktuationen zunächst einmal als Zufallsprozeß aufzufassen.

direkten Preis- und Mengeneffekte vernachlässigbar sein. Die z. B. in linearen Produktionsmodellen unterstellte deterministische starre Interdependenz unterschätzt jedoch die in der Realität gegebene Flexibilität der Unternehmen durch Lagerhaltung und variable Kapazitätsauslastung. Zur Überprüfung kann man hierzu einen Test auf Zufälligkeit heranziehen<sup>23</sup>. Da man im DIW-Gutachten versucht hat, spezielle Branchenkonjunktoren aus den Daten herauszurechnen, stellt sich die Annahme (ii) möglicherweise als unproblematisch heraus.

Mit Annahme (iii) wird unterstellt, daß die Zufallsvariablen die gleiche gemeinsame Verteilungsfunktion  $F_{X,Y}$  besitzen. Geht man davon aus, daß sich die Industrie in konzentrierte und nicht konzentrierte Branchen gliedern läßt und hat man die Vermutung, daß in beiden Bereichen unterschiedliche ökonomische Bedingungen herrschen sowie andersartige Verhaltensweisen praktiziert werden, dann ist gerade diese Annahme mit einem geeigneten Test zu überprüfen.

Im DIW-Gutachten wird zur Problematik der Preisstarrheit folgende Hypothese formuliert: „Branchen mit hohem Konzentrationsgrad weisen einen höheren Grad der Preisstarrheit auf als Branchen mit niedrigem Konzentrationsgrad<sup>24</sup>.“

Der Rangkorrelationskoeffizient von Spearman ist eine von verschiedenen Teststatistiken, mit denen man die Nullhypothese der *Unabhängigkeit* zweier Zufallsgrößen überprüfen kann<sup>25</sup>. Die Alternativhypothese der Abhängigkeit umfaßt eine Vielzahl verschiedener Möglichkeiten. Der Test von Spearman wäre im Beispiel der Preisstarrheitshypothese dann besonders geeignet und im übrigen leicht interpretierbar, wenn man mittels theoretischer Überlegungen folgende Aussage ableiten könnte: Branchen mit *höherem* Konzentrationsgrad weisen (tendenziell) einen höheren Grad der Preisstarrheit auf als Branchen mit einem niedrigeren Konzentrationsgrad. Angenommen man hätte für den Konzentrationsgrad  $X$  und für ein Maß der Preisstarrheit  $Y$  ein  $r_s \approx 1$  ermittelt und käme zur Ablehnung der Nullhypothese. Dann könnte man u. a. die folgende Aussage akzeptieren: Ein Konzentrationsgrad von 15 % impliziert tendenziell einen höheren Grad der Preisstarrheit als ein Konzentrationsgrad von 5 %. Oder auch um das Argument noch deutlicher zu machen: Ein Konzentrationsgrad von 100 % impliziert mit großer Wahrscheinlichkeit einen höheren Grad der Preisstarrheit als ein Konzentrationsgrad von 90 %. Für das Preisverhalten dreier Oligopolisten dürfte es jedoch kaum noch eine Rolle spielen, ob sie 90 % oder 100 % des Gesamtmarktes innehaben. Mit

<sup>23</sup> Vgl. E. L. Lehmann (1975), 313 - 315. Vgl. auch Fußnote 42.

<sup>24</sup> Monopolkommission (1978), 604.

<sup>25</sup> Zu den Eigenschaften des Tests von Spearman vgl. H. Büning, G. Trenkler (1978), 257 - 258.



dem Problem der oligopolistischen Interdependenz dürften sie in beiden Fällen in nahezu der gleichen Weise konfrontiert sein. Es geht nicht um die Frage, was zu erwarten ist, wenn mit einem etwas höheren Konzentrationsgrad noch „etwas mehr“ oligopolistische Interdependenz zum Tragen kommt, sondern entscheidend ist zu wissen, von welchen Schwellenwerten des Konzentrationsgrades an eine hohe Wahrscheinlichkeit für oligopolistisches Preisverhalten besteht. Auch ist es unwahrscheinlich, daß bei einem Konzentrationsgrad von 15 % bereits oligopolistisch strukturierte Teilmärkte vorherrschen und sich deshalb im Vergleich zu Branchen mit einem Konzentrationsgrad von 5 % relativ starre Preise beobachten lassen<sup>26</sup>.

Obwohl nur Daten auf ordinalem Meßniveau erforderlich sind, reagiert der Rangkorrelationstest auch auf schwerwiegende Ungenauigkeiten in den Beobachtungsreihen. Ist beispielsweise bei der Konzentrationsmessung eine große Fehlerbreite zu befürchten — und hierfür sprechen einige wichtige Argumente<sup>27</sup> — so kann man den einzelnen Industriezweigen nicht mehr sicher Rangziffern zuweisen und eine zweifelsfreie Rangfolge nach dem Konzentrationsgrad ermitteln. Bei großen Meßfehlern kann man vielmehr fast jede beliebige Permutation der wahren Ränge herbeiführen. Ein Ausweg wäre hier, die nicht trennbaren Beobachtungen zu identifizieren und mit Bindungen („ties“) zu arbeiten. Wahrscheinlich käme man dann in Analogie zum qualitativen Vorgehen der Monopolkommission dazu, die gesamte Industrie in unterschiedlich konzentrierte Industriebereiche aufzuteilen. Auf diese Weise ließe sich das Risiko einer falschen Reihenfolge aufgrund von ungenauen Konzentrationskennziffern vermindern. Uns scheint der Hinweis auf Meßfehler nicht allein wegen der hinlänglich bekannten Mängel der im Gutachten verwendeten Konzentrationsdaten besonders wichtig zu sein, sondern auch wegen der übrigen Beobachtungsreihen, die anscheinend alle aus Zeitreihen gewonnene Punktschätzungen darstellen<sup>28</sup>. Es ist im Gutachten nicht auszumachen, wie groß die Konfidenzintervalle dieser Schätzungen sind<sup>29</sup>. Auch aus diesem Gesichtspunkt heraus ist eine Verfälschung der Testergebnisse und der Testentscheidung möglich.

---

<sup>26</sup> Geht man davon aus, daß sich mit steigendem Konzentrationsniveau zunächst der (Preis-)Wettbewerb intensiviert und erst ab einem bestimmten Schwellenwert die Wettbewerbsintensität rasch abnimmt, so ist die erforderliche Monotonie der Beziehung zwischen dem Konzentrationsgrad  $X$  und der Preisvariablen  $Y$  gänzlich gestört.

<sup>27</sup> Vgl. C. Baum (1978), 30 ff.

<sup>28</sup> Vgl. die diesbezüglichen Aussagen auf 597 f. bei *Monopolkommission* (1978).

<sup>29</sup> Vgl. etwa die Tabellen auf 606 - 609, ebenda.

#### 4. Ein alternativer Testansatz

Wir nehmen an, daß sich der industrielle Bereich in zwei Teilbereiche aufspalten läßt: In einen konzentrierten Sektor (Sektor *K*) und in einen nicht konzentrierten Sektor (Sektor *N*). Eine möglichst sorgfältige Zuordnung der Industriezweige in den Sektor *K* oder *N* ist für den folgenden Testansatz wichtig<sup>30</sup>. Es sollen hierbei alle Informationen, die verfügbar sind (und nicht allein die Umsatzkonzentration) genutzt werden. Die von uns getroffene Zuweisung ist in Tabelle 7.1 im Anhang ersichtlich.

Zum konzentrierten Sektor *K* wird eine Branche zunächst dann gerechnet, wenn der Umsatzanteil der drei größten Unternehmen 25 % übersteigt, andernfalls wird die Branche dem nicht konzentrierten Sektor zugeordnet. Industrien mit einem Konzentrationsgrad über 25 % werden von der Monopolkommission als hoch bzw. sehr hoch konzentriert eingestuft<sup>31</sup>. Damit ergibt sich eine Einteilung der Industriebranchen in zwei Klassen. Die Meßziffer Umsatzkonzentration weist bekanntlich gewisse systematische Verzerrungen auf<sup>32</sup>. Deshalb ist die Frage zu klären, ob diese Zweiklasseneinteilung auch bei Verwendung anderer Konzentrationskennziffern erhalten bleibt. Für einige Branchen hat Baum modifizierte Kennziffern, nämlich Umsatzanteile mit Berücksichtigung der Konzernverflechtungen, Umsatzanteile bezogen auf das inländische Marktvolumen und Umsatzanteile mit anderer fachlicher Zuordnung ermittelt<sup>33</sup>. Diese Rechnungen sowie eigene Kontrollrechnungen zur Abschätzung des Einflusses der Nachfragemacht zeigen:

- die Rangzahlen schwanken sehr stark je nach verwendetem Kriterium
- die absoluten Abweichungen der Kennziffern beeinflussen aber nicht die Zweiklassenzuordnung, die somit als sehr robust gegenüber alternativen Konzentrationskriterien angesehen werden kann.

Unsere Zuordnung weist tatsächlich Industrien dem Sektor *K* zu, die gemeinhin als konzentriert bezeichnet werden. Es zählen zum Sektor *K* z. B. der Fahrzeugbau, die Chemie, die Elektrotechnik, der Bergbau (ab 1969), die Mineralölverarbeitung und die eisenschaffende Industrie.

Auch werden — soweit Informationen verfügbar sind — erhebliche Konzentrationsvorgänge innerhalb einer Branche berücksichtigt. So

---

<sup>30</sup> Wir verwenden die Begriffe Branche, Industriezweig, Industriegruppe synonym. Unsere Analyse bezieht sich aber wie im DIW-Gutachten auf Industriegruppen im Sinne der amtlichen Statistik.

<sup>31</sup> Vgl. *Monopolkommission* (1978), Ziff. 159.

<sup>32</sup> Vgl. C. Baum (1978).

<sup>33</sup> Vgl. ebenda.

zählt der Bergbau bis 1968 noch zum Sektor  $N$ , ab 1969 jedoch zum Sektor  $K$ , nachdem mit Bildung der Ruhrkohle AG der Konzentrationsgrad im Steinkohlebergbau von ca. 23 % auf rund 80 % hochgeschwungen ist<sup>34</sup>.

Mit Hilfe der uns vorliegenden Branchendaten haben wir für den Zeitraum 1966 bis einschließlich 1976 jahresweise jeweils zwei Sätze von Beobachtungen ermittelt<sup>35</sup>:

$(x_1, x_2, \dots, x_n)$  und  $(y_1, y_2, \dots, y_n)$ , wobei  $x_i$  bzw.  $y_i$  für den Variablenwert (z. B. die Zuwachsrate der Erzeugerpreise) im  $i$ -ten Industriezweig des Sektors  $K$  bzw. des Sektors  $N$  steht. Es ist zu prüfen, ob Unterschiede im konjunkturellen Verhalten zwischen Sektor  $K$  und Sektor  $N$  bestehen. Hierzu wird das folgende statistische Modell formuliert:

- (i) Die Beobachtungen können als Realisationen der Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n$  und  $Y_1, \dots, Y_m$  aufgefaßt werden.
- (ii) Die Zufallsvariablen  $X_1, \dots, X_n$  bzw.  $Y_1, \dots, Y_m$  sind jeweils unabhängig.
- (iii)  $X_1, \dots, X_n$  bzw.  $Y_1, \dots, Y_m$  haben stetige Verteilungsfunktionen  $F_X$  bzw.  $F_Y$ .

Die Nullhypothese  $H_0$  lautet:  $F_X = F_Y$ . Stehen  $X$  und  $Y$  für die Preissteigerungsraten der Sektoren  $K$  und  $N$ , so sind also bei Gültigkeit von  $H_0$  Relativpreisverschiebungen zugunsten des einen oder anderen Sektors gleich wahrscheinlich<sup>36</sup>. Die Alternativhypothese  $H_1: F_X \neq F_Y$  umfaßt verschiedene „spezielle“ Hypothesen. Welche Alternativhypothesen bei der hier anstehenden Problemstellung besonders interessieren, wird an der Frage der Preisstarrheit verdeutlicht. Um zu prüfen, ob die Preisstarrheitshypothese das Preisverhalten des Sektors  $K$  korrekt beschreibt, kann man *in einer konjunkturellen Aufschwungphase* die folgende, speziellere Alternativhypothese formulieren:

$$H_1^+: F_X \geq F_Y^{37}$$

<sup>34</sup> Auch diese Aspekte werden im DIW-Gutachten durch die Errechnung eines Durchschnitts aus allen Jahren verwischt.

<sup>35</sup> Es handelt sich um die im wesentlichen gleiche Datenbasis, die dem DIW-Gutachten zugrunde liegt (Vgl. hierzu die Angaben am Ende der Arbeit und in Monopolkommission (1978), 582 f.). Deshalb treffen die gleichen Einwände, die von dieser Seite aus gegen das DIW-Gutachten vorgebracht werden können, auch auf unsere Analyse zu.

<sup>36</sup> Unter  $H_0$  gilt:  $W(Y < X) = W(X < Y) = \frac{1}{2}$ , wobei  $W(Y < X)$  die Wahrscheinlichkeit des Ereignisses  $\{Y < X\}$  bezeichnet. Das läßt sich analog zu H. Büning G. Trenkler (1978), 334 beweisen.

<sup>37</sup>  $F_X \geq F_Y$  bedeutet:  $F_X(z) \geq F_Y(z)$  für alle  $z \in \mathbb{R}$  und  $F_X(z) \neq F_Y(z)$  für mindestens ein  $z$ .

Unter  $H_1^+$  sind niedrige Preiszuwachsrate im Sektor  $K$  „wahrscheinlicher“ als im Sektor  $N$ <sup>38</sup>.

In einer konjunkturellen Abschwungphase könnte man dagegen als Preisstarrheitshypothese ansetzen:

$$H_1^{++}: F_X \leq F_Y .$$

Jetzt sind große Preiszuwachsrate im Sektor  $K$  „wahrscheinlicher“ als im Sektor  $N$ . Statt  $H_1^+$ ,  $H_1^{++}$  kann man auch die folgenden (speziellen) Fälle betrachten<sup>39</sup>.

$$H_1^-: X = Y + \delta \quad \text{mit } \delta < 0$$

$$H_1^{\prime}: X = Y + \delta \quad \text{mit } \delta > 0$$

Der Parameter  $\delta$  gibt den „Preisstarrheitseffekt“ in einer Aufschwungs- bzw. Abschwungsphase wieder.

Der bekannte Rangsummen-Test von Wilcoxon oder der dazu äquivalente Test von Mann-Whitney sind besonders geeignet,  $H_0$  gegen  $H_1^+$  oder  $H_1^{++}$  zu testen<sup>40</sup>. Zu dem von uns verwendeten Wilcoxon-Test sind noch einige Bemerkungen angebracht. Eine kritische Annahme ist wie beim Rangtest von Spearman die Annahme der Unabhängigkeit<sup>41</sup>. Wir beschränken uns daher auf den kurzfristigen Vergleich von Jahreswerten, so daß mittelbare Preis- und Mengeneffekte vermutlich keine wesentliche Rolle spielen<sup>42</sup>.

Da man im konzentrierten Sektor ein wesentlich breiteres Spektrum von Verhaltensweisen in der Preis- und Mengenpolitik erwarten kann, ist auch interessant zu wissen, ob sich dies in einer signifikant höheren

<sup>38</sup> Aus  $H_1^+$  folgt:  $W(X < Y) \geq \frac{1}{2}$ . Zum Beweis vgl. ebenda, 334. Wegen der Annahme (iii) kann man im Modell von der Preissteigerungsrate  $X$  bzw.  $Y$  sprechen. Da  $X$  und  $Y$  Zufallsvariable sind, fallen die konkreten Realisationen für einzelne Industrien des  $K$ - bzw.  $N$ -Bereichs natürlich unterschiedlich aus (auch unter  $H_0$ ).

<sup>39</sup> Zu  $H_1^-$ : Es ist  $W(X \leq z) = W(Y \leq z - \delta)$ . Mit  $\delta < 0$  gilt deshalb  $W(Y \leq z - \delta) \geq W(Y \leq z)$  für alle  $z$  und  $W(Y \leq z - \delta) \neq W(Y \leq z)$  für mindestens ein  $z$ . Eine noch allgemeinere Möglichkeit ist:  $X = Y + \delta(Y)$  mit  $\delta(Y) < 0$  für alle  $Y$ .

<sup>40</sup> Vgl. die ausführlichen Beschreibungen in E. L. Lehmann (1975), 55 - 81. Zur Güte, Konsistenz und Unverfälschtheit des Tests vgl. insbesondere 65 ff.

<sup>41</sup> Robustheitsuntersuchungen von R. Serfling zeigen, daß das Signifikanzniveau beim Rangsummen-Test nicht mehr exakt eingehalten werden kann, wenn aufeinanderfolgende Beobachtungen miteinander korreliert sind. Die Stärke des Effekts hängt vom Grad der Korrelation ab. Vgl. R. Serfling (1968).

<sup>42</sup> Wir haben den von E. L. Lehmann (Vgl. E. L. Lehmann (1975), 315) empfohlenen Test auf Zufälligkeit in einer Voruntersuchung durchgeführt und dabei auf einem Signifikanzniveau von 90 % Annahme (ii) nicht widerlegen können.

Varianz niederschlägt. Bei sehr starken Abweichungen sind eventuelle Lageunterschiede, die man mit dem Wilcoxon-Rangsummen-Test aufdeckt, nicht mehr so bedeutsam. Man könnte z. B. noch feststellen, daß der *N*-Sektor die Preise im „Durchschnitt“ weniger als der *K*-Sektor erhöht, aber starke Abweichungen vom „Durchschnittsverhalten“ sind dann insbesondere im *K*-Sektor sehr wahrscheinlich. Wir berechnen aus diesem Grund auch die Standardabweichungen für jeweils beide Beobachtungssätze<sup>43</sup>.

Die bisherigen Überlegungen zum Test der Preisstarrheitshypothese wurden unter der vereinfachenden Annahme geführt, daß sich Konjunkturaufschwung und -abschwung in der gesamten Volkswirtschaft relativ „gleichmäßig“ entwickeln.

Da die Sektoren *K* und *N* möglicherweise unterschiedlich stark oder zu verschiedenen Zeitpunkten vom Aufschwung bzw. Abschwung erfaßt werden, kann man die Preisstarrheitshypothese jedoch nur zusammen mit einer Analyse der Mengenentwicklung in beiden Sektoren prüfen.

## 5. Auswertung und Interpretation der empirischen Ergebnisse

Der Beobachtungszeitraum erstreckt sich von 1966 bis 1976 und deckt damit zwei Rezessionsphasen (1967 und 1974/75) sowie zwei deutliche Aufschwungsphasen (1968/69 und 1976) ab. Ferner fällt die etwas schwächere konjunkturelle Aufwärtsbewegung 1972/73 in unsere Betrachtung.

Da die Preisstarrheitshypothese und eventuell konkurrierende Hypothesen unter Berücksichtigung der Mengenentwicklung zu beurteilen sind, wird zunächst die Veränderung der effektiven Nettoproduktion sowie der Kapazitätsauslastung dargestellt. Anschließend werden auf diesem Hintergrund die Preisreaktionen untersucht.

Die folgenden Abbildungen stellen die geschätzten arithmetischen Mittelwerte der betrachteten Variablen jeweils für die Bereiche *K* und *N* dar. Gleichzeitig werden in den Abbildungen Abweichungen der Variablen gekennzeichnet, die im Wilcoxon-Test als signifikant ausgewiesen sind. Als Irrtumswahrscheinlichkeit wird eine Schranke von höchstens 10 % im zweiseitigen Test festgelegt. Geringe Überschreitungen dieser Schranke sind jeweils gesondert vermerkt. Eine tabellarische Zusammenstellung unserer Ergebnisse findet sich im Anhang.

---

<sup>43</sup> Gleichzeitig wird ein *F*-Test auf Unterschiede in der Varianz durchgeführt. Dieser Test hat den Nachteil, daß er auf der Annahme normalverteilter Zufallsvariablen basiert. Auf eine weitere Analyse mittels besser geeigneter nichtparametrischer Tests haben wir verzichtet.

### 5.1. Untersuchung der Mengenentwicklung

Die Wachstumsraten der *effektiven Nettoproduktion* unterscheiden sich signifikant in

- den Aufschwungsjahren 1968 bis 1973, in denen jeweils der konzentrierte Bereich im Durchschnitt höhere Wachstumsraten aufwies als der nicht konzentrierte,
- dem Rezessionsjahr 1974, in dem ebenfalls der Bereich *K* gegenüber dem Bereich *N* im Vorteil lag.

Die Wachstumsrate 1976 liegt zwar im konzentrierten Bereich ebenfalls deutlich über der des nicht konzentrierten, jedoch ist dieser Unterschied nur mit einem Signifikanzniveau von 14 % (zweiseitiger Test) gesichert.

Die Mittelwerte der Wachstumsraten der Nettoproduktion sind in der Abbildung 5.1 dargestellt.

Es bieten sich die folgenden beiden Erklärungen für die Unterschiede in der Mengenentwicklung an:

- der Bereich *K* scheint überproportional exportorientiert zu sein und ist damit Nutznießer starker ausländischer Nachfragesteigerungen. Insbesondere in den konjunkturellen Aufschwungsphasen und zu Beginn der Rezession 1974 dürfte dieser Gesichtspunkt Gewicht haben<sup>44</sup>.
- Falls die Hypothese der Preisstarrheit zutreffen sollte, ließe sich für den Aufschwung ein stärkerer Mengeneffekt allein aufgrund einer zurückhaltenden Preispolitik des Sektors *K* vermuten.

Die Wachstumsrate der Kapazitätsauslastung reflektiert die Entwicklung von Nettoproduktion und Produktionskapazität. Letztere wird durch das Investitionsverhalten in den Vorperioden bestimmt<sup>45</sup>.

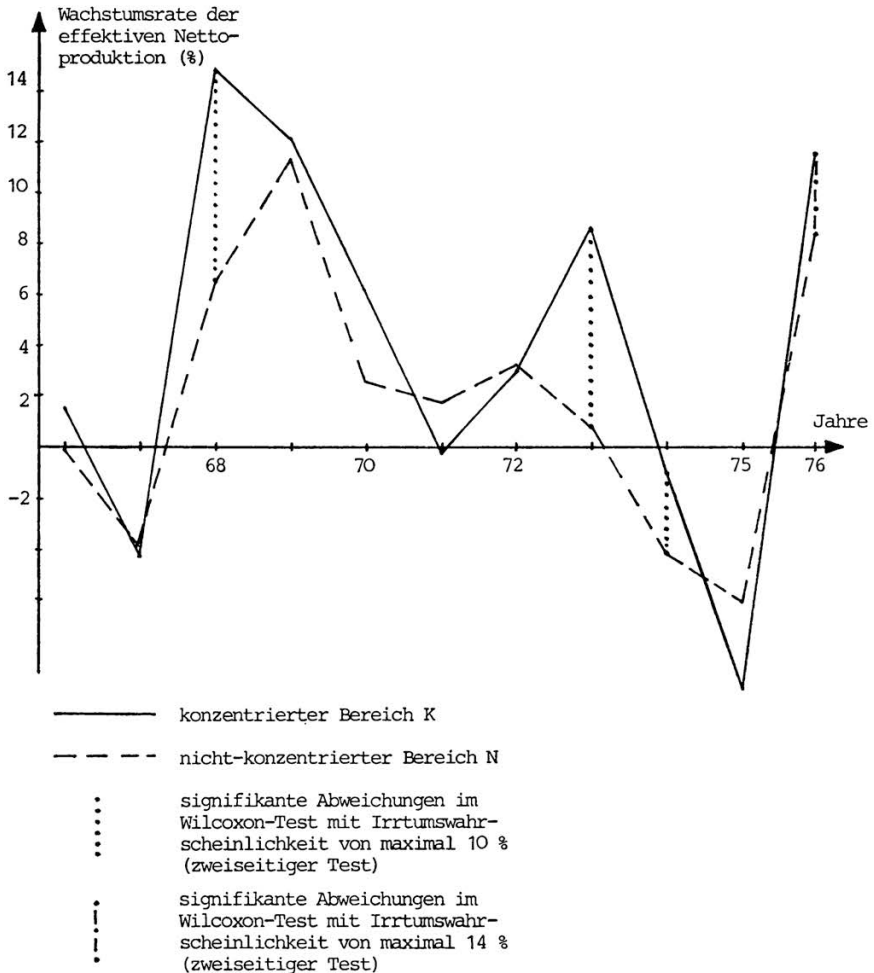
Die Wachstumsrate der Kapazitätsauslastung in den Bereichen *K* und *N* zeigt für die Aufschwungsjahre 1968 und 1973 dasselbe Bild wie die Veränderungsrate der Nettoproduktion: im Bereich *K* ist eine signifikant größere Zuwachsrate als im Bereich *N* zu beobachten.

---

<sup>44</sup> Eigene Berechnungen mit Hilfe einer aggregierten Input-Output-Tabelle (Basis: DIW 1972) haben ergeben, daß der Sektor *K* relativ mehr exportiert und relativ weniger an den privaten Konsum liefert als der Sektor *N*.

<sup>45</sup> Zur Berechnung der Kapazitätsauslastung vgl. *Monopolkommission* (1978), 585 - 589 und die dort angegebenen Literaturhinweise.

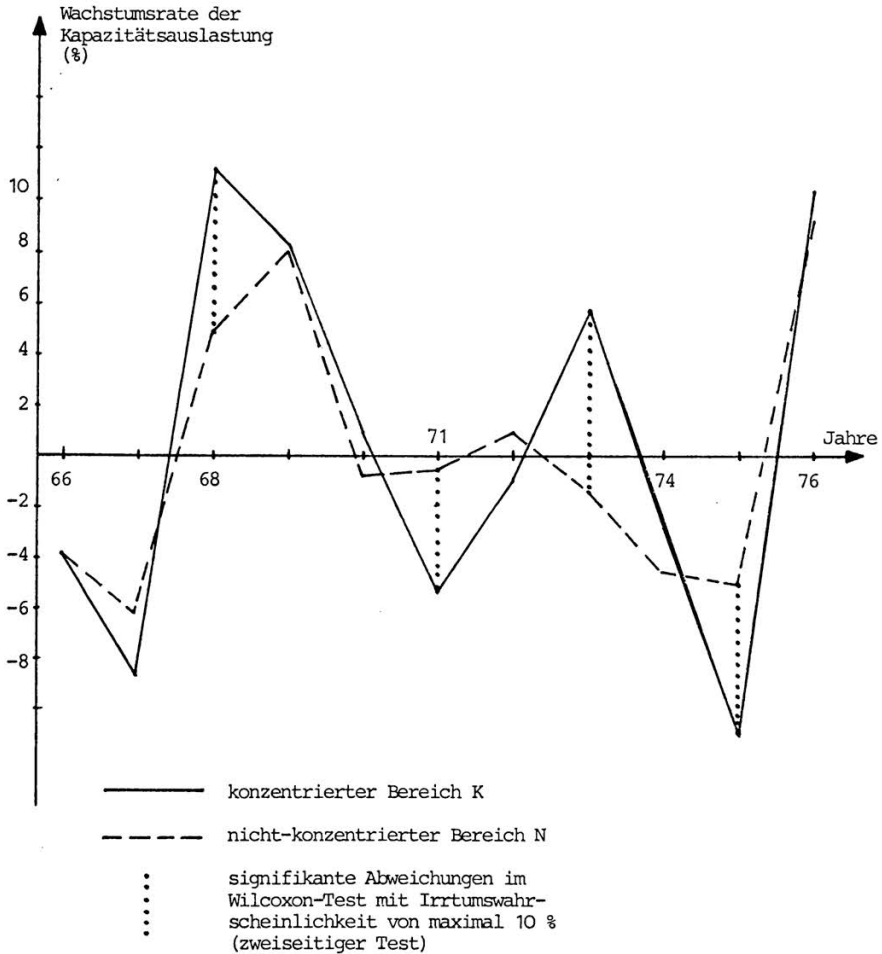
Abbildung 5.1  
Wachstumsrate der effektiven Nettoproduktion,  
Mittelwerte in den Bereichen K und N 1966 - 76



Hingegen ergibt sich für die Jahre 1971 und 1975 eine andere Entwicklung. Während für diese zwei Jahre die Hypothese auf gleiche konjunkturelle Betroffenheit in den Produktionsmengen nicht verworfen werden kann, sind jeweils signifikant niedrigere Wachstumsraten der Kapazitätsauslastung im Bereich K gegenüber dem Bereich N zu verzeichnen.

Die Mittelwerte der Wachstumsraten der Kapazitätsauslastung sind in der Abbildung 5.2 aufgezeichnet.

Abbildung 5.2  
Wachstumsrate der Kapazitätsauslastung,  
Mittelwerte in den Bereichen K und N 1966 - 76



Der erstaunliche Sachverhalt bezüglich der schlechteren Kapazitätsauslastung 1971/72 im konzentrierten Bereich legt die Vermutung nahe, daß der vom Aufschwung 1968 bis 1970 besonders begünstigte Bereich K in einer optimistischen Zukunftseinschätzung zu hohe Investitionen vornahm. Dies führte 1971 zu einem Zuwachs an Produktionskapazitäten, die schon bei einer Verlangsamung des realen Wachstums nicht ausgelastet werden konnten. Ein Vergleich der Investitionspolitik für die Jahre 1969 und 1970 bestätigt die Vermutung: Während im Jahr



1969 beide Sektoren eine ungefähr gleiche mittlere Zuwachsrate der realen Brutto-Anlageinvestitionen aufweisen — von 34,7 % im Sektor *K* und von 36 % im Sektor *N* —, ist im Jahr 1970 ein signifikanter Unterschied zu beobachten: Der Sektor *K* steigerte seine Investitionen nochmals um 23,2 %, während die Zuwachsrate im Bereich *N* auf 7,1 % absank. Diese Abweichung ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit unter 10 % gesichert.

Die Auswirkungen dieses Auseinanderlaufens von Nettoproduktion und Kapazitätsauslastung werden hinsichtlich der resultierenden Preisreaktionen im folgenden Abschnitt 5.2. betrachtet. Insbesondere die im Abschnitt 2. geäußerte Vermutung einer unterschiedlichen Preispolitik in einer derartigen Situation soll dabei geprüft werden.

### 5.2. Tests zum Preisverhalten

Wenn die Hypothese der relativen Preisstarrheit im konzentrierten Bereich gegenüber dem nicht konzentrierten Bereich zuträfe, müßte der Bereich *N* zu Beginn einer Boomphase flexibler mit den Preisen auf die günstige Nachfragekonstellation reagieren; ebenso mit umgekehrtem Vorzeichen in einer Rezessionsphase. In konjunkturell normalen Jahren zwischen Auf- und Abschwung müßten etwa die gleichen Preissteigerungsraten beobachtet werden. In diesen normalen Jahren ist es somit schwer, die Hypothese der Preisstarrheit überhaupt zu testen. Falls die Nullhypothese angenommen werden muß, ist dies natürlich keine Untermauerung der Preisstarrheitshypothese. Aufgrund unserer a-priori-Information über die Situation der Kapazitätsauslastung im Bereich *K* 1971/72 testen wir gegenüber  $H_0$  die Hypothese  $H_1$ , ob der konzentrierte Bereich in Situationen mit „selbstverschuldeter“ Überkapazität mit zurückhaltender Preispolitik reagiert. Die theoretischen Überlegungen dazu finden sich im Abschnitt 2. oben.

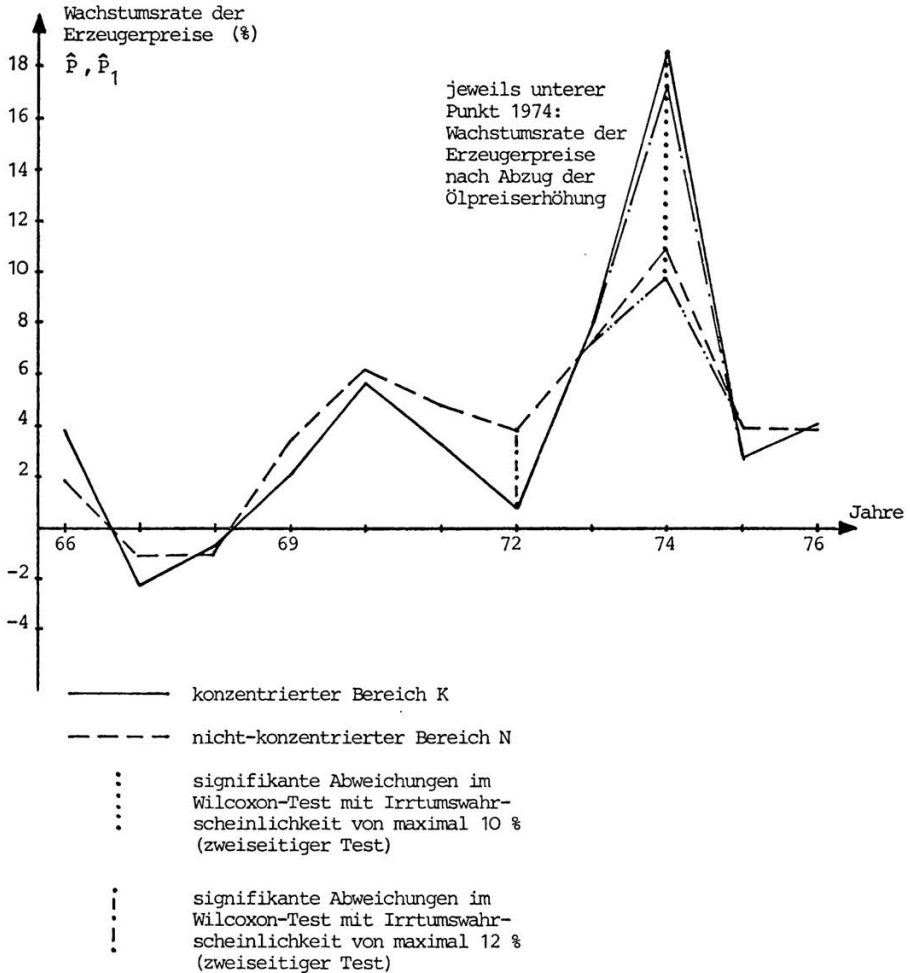
Die Ergebnisse sind in der Abbildung 5.3 auf S. 470 dargestellt.

In den Aufschwungsjahren 1968, 1973 und 1976 unterscheiden sich die Preissteigerungsraten in beiden Bereichen im Durchschnitt nicht<sup>46</sup>. Wenn die Mengenentwicklung beider Branchengruppen durchschnittlich gleich gewesen wäre, müßte man schließen, daß der konzentrierte Bereich im Aufschwung genauso flexibel die Preise erhöht wie der nicht konzentrierte, d. h. die Preisstarrheitshypothese müßte für Aufschwungsphasen verworfen werden. Da jedoch in den Aufschwungs-

---

<sup>46</sup> Der im folgenden verwendete Sprachgebrauch ist zwar anschaulich, doch statistisch nicht ganz präzise: Wir testen mit den Wilcoxon-Test auf Lageunterschiede der Verteilungen, woraus erst indirekt Unterschiede in den Mittelwerten (sofern sie existieren) erschlossen werden können.

Abbildung 5.3  
Wachstumsrate der industriellen Erzeugerpreise,  
Mittelwerte in den Bereichen K und N 1966 - 76



phasen jeweils der konzentrierte Bereich eine erheblich bessere Mengenkonzunktur hat als der nicht konzentrierte, ist hier Vorsicht angebracht. Der empirische Befund in der Abbildung 5.3 läßt sich vielmehr unter Verwendung der Informationen aus der Abbildung 5.1 im Sinne der Preisstarrheitshypothese interpretieren: Verwendet man die Preissteigerungsrate im Bereich N als Referenzgröße, die z. B. die „normale“ nachfrage- und kostenbedingte Inflationsrate angibt, dann hätte der Bereich K in seinen außerordentlich „guten“ Konjunkturjahren

1968, 1973 und mit Einschränkungen auch 1976 deutlich höhere Preissteigerungen durchsetzen können, wenn er flexibel auf die Nachfragebelegung reagiert hätte. Da er das nach unserem Ergebnis nicht getan hat, sondern seine Preiserhöhungen im „normalen Rahmen“, gemessen durch die Preiserhöhungsrate des Bereichs *N*, hielt, spricht dieser Befund für die *Preisstarrheitshypothese im Aufschwung*.

Besondere Beachtung verdienen die beiden Jahre 1972 und 1974, in denen überhaupt nennenswerte Unterschiede in den Preissteigerungsraten der beiden Bereiche feststellbar sind<sup>47</sup>. Dabei weist das Jahr 1972, das nach der Entwicklung der Nettoproduktion in beiden Bereichen als ein konjunkturell normales Jahr anzusehen ist<sup>48</sup>, ein relatives Zurückbleiben der durchschnittlichen Preiserhöhungsrate des Bereichs *K* gegenüber dem Bereich *N* auf. Auffällig ist dabei noch, daß die Varianz der Preissteigerungsraten im Bereich *K* für 1972 im Verhältnis zu anderen Jahren gering ist: ein Zeichen, daß die Ursachen für die zurückhaltende Preispolitik die Unternehmen in der konzentrierten Gruppe ziemlich gleichmäßig getroffen haben müssen. Ein erster Hinweis ist der investitionsbedingte „Einbruch“ in der Kapazitätsauslastung im Jahre 1971 (vgl. Abb. 5.2), der sich im Jahr 1972 fortsetzt. Eine nähere Überprüfung zeigt, daß 1972 das Niveau der Kapazitätsauslastung im Bereich *K* signifikant unter der des Bereichs *N* liegt<sup>49</sup>.

Nach den eingangs geführten Überlegungen zur Situation bei selbst „verschuldeten“ Überkapazitäten konnte man 1972 eine *relativ zurückhaltende Preispolitik* im konzentrierten Bereich erwarten.

Im Jahre 1974 zeigt sich für beide Bereiche *K* und *N* ein im Vergleich zur Rezession 1967 deutlich anderes Preisverhalten. Während die Erzeugerpreise im Jahre 1967 noch durchschnittlich gesunken sind, beobachtet man 1974 für beide Sektoren einen *inflationären Preisschub*<sup>50</sup>.

Hervorzuheben ist die 1974 signifikant größere Preissteigerungsrate des konzentrierten Bereichs *K* gegenüber dem Bereich *N*. Nimmt man

---

<sup>47</sup> Die Abweichung ist allerdings im einseitigen Test im Jahr 1972 nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 6 % gesichert.

<sup>48</sup> Alle anderen konjunkturellen Indikatoren — außer der Kapazitätsauslastung — zeigen für 1972 keinen Unterschied zwischen *K* und *N* an.

<sup>49</sup> Die mittlere Kapazitätsauslastung im Bereich *K* (88,0 %) lag um über 4 Prozentpunkte unter der des Bereichs *N* (92,2 %). Im Wilcoxon-Test ist der Unterschied mit 3 % Irrtumswahrscheinlichkeit im einseitigen Test gesichert.

<sup>50</sup> Bemerkenswert ist allerdings, daß bereits 1967 ein Industriezweig des Bereichs *K* das allgemeine Bild „störte“: Die Erzeugerpreise in der Mineralölverarbeitung stiegen 1967 um 10,8 % an trotz (oder wegen) der rückläufigen Kapazitätsauslastung. Dieser Spezialfall kann jedoch auch mit dem arabisch-israelischen Krieg 1967 in Zusammenhang gebracht werden, der spekulative Momente in der Ölindustrie verstärkte.

als Mengenindikator die Wachstumsrate der effektiven Nettoproduktion, so spricht die Interpretation dieses Befunds gegen die Preisstarrheitshypothese oder zumindest für eine „Stimmhaltung“: Da der Bereich N 1974 relativ stärker von der rückläufigen Mengenentwicklung erfaßt wurde, reflektiert der geringere Preisanstieg lediglich eine normale Reaktion des Bereichs N relativ zu Bereich K. Zieht man hingegen die Kapazitätsauslastung zur Beurteilung heran, dann spricht der Vergleich des Preisverhaltens von K und N eher für die Hypothese der relativen Preisstarrheit im Bezug auf Nachfrageimpulse. Nicht zu vereinbaren ist das Preisverhalten mit der Hypothese einer relativen Inflexibilität auf *Kosten*impulse. Nimmt man nämlich den Bereich N als Referenzbereich, auf den die Preisentwicklung des konzentrierten Bereichs bezogen wird, dann spiegelt die Inflationsrate im nicht konzentrierten Bereich die beide Bereiche betreffenden Kostensteigerungen wider. Das Jahr 1974 war durch sehr ausgeprägte *Preiserhöhungen für Mineralöl und Mineralölprodukte* gekennzeichnet. Um den Einfluß der stark gestiegenen Preise für Mineralölprodukte herauszurechnen, wurde für das Jahr 1974 eine Wachstumsrate der industriellen Erzeugerpreise abzüglich der höheren Kostenbelastungen durch die verteuerten Mineralölprodukte ermittelt. Dazu wurde für jeden Sektor der direkte und indirekte Kosteneffekt mit Hilfe einer zu 31 Sektoren aggregierten Input-Output-Tabelle ermittelt und eine um die Mineralölpreiserhöhung bereinigte Steigerungsrate der Erzeugerpreise ermittelt<sup>51</sup>:

$$\hat{p}_1 = \begin{cases} \hat{p} & \text{für alle Jahre außer 1974} \\ \hat{p} - GEW_i \cdot 0,40 & \text{für 1974; ausschließlich Sektor} \\ & \text{Mineralölwirtschaft} \end{cases}$$

Die Preissteigerungsrate von rund 40 % für Mineralölprodukte ließ sich von uns nicht in einen kosteninduzierten Teil und einen Teil, der auf höhere Gewinnaufschläge des Mineralölsektors zurückzuführen wäre, aufschlüsseln. Deshalb wurde der Sektor Mineralölwirtschaft 1974 bei dieser Berechnung herausgenommen. Für die übrigen Sektoren wurde die mit dem direkten und indirekten Bezugsanteil von Mineralölprodukten pro Einheit Produktion ( $GEW_i$ ) gewogene Preiserhöhungsrate von 40 % als Kostensteigerung abgezogen.

Der empirische Befund für die derart modifizierten Preissteigerungsraten zeigt nach wie vor eine signifikant höhere Steigerungsrate des Sektors K<sup>52</sup>. Beide Bereiche K und N weisen trotz Rezession auch nach Abzug der durch höhere Ölpreise bedingten Kostensteigerungen po-

<sup>51</sup> Datengrundlage bildete die 56-Sektoren umfassende Input-Tabelle des DIW aus dem Jahr 1972.

<sup>52</sup> Vgl. dazu Abbildung 5.3 und den Tabellenanhang.

sitive mittlere Preissteigerungsraten auf. Welche anderen Kostenelemente können zur Erklärung dieses Sachverhaltes herangezogen werden?

Im Jahre 1974 stiegen die *Lohnstückkosten* in allen Sektoren stark an, was zum einen auf die Inflationsbeschleunigung von 1971 bis 1973 und die damit verbundenen Tariflohnsteigerungen 1974, zum anderen auf die rückläufige Kapazitätsauslastung bei zunächst unterproportionalem Beschäftigungsabbau zurückzuführen ist. Das Zusammentreffen von starken Stückkostensteigerungen und rückläufiger Nachfrage muß normalerweise zu einer Kompression der Gewinnspanne in den betroffenen Unternehmen führen. Die Gewinnentwicklung liegt selbst nicht als Datenmaterial vor. Deshalb haben wir auf der Grundlage eines Aufschlagskalkulationsansatzes ersatzweise zwei einfache Schätzungen errechnet. Dabei gingen wir von der Gleichung aus:

$$\hat{p} = \hat{a} + \frac{L}{L+M} \cdot \hat{L} + \frac{M}{L+M} \cdot \hat{M}$$

*a*: Gewinnaufschlagsatz  
*L*: Lohnstückkosten  
*M*: Materialstückkosten  
 (einschl. der sonstigen Kosten)

Da auch die Materialstückkosten nicht bekannt sind, kann man mit der folgenden Rechnung allerdings nur sehr grobe Anhaltspunkte für  $\hat{a}$  ermitteln<sup>53</sup>:

$$\hat{p}_2 = \hat{p}_1 - \hat{L}, \quad \text{d. h. Annahme: } \hat{L} = \hat{M}$$

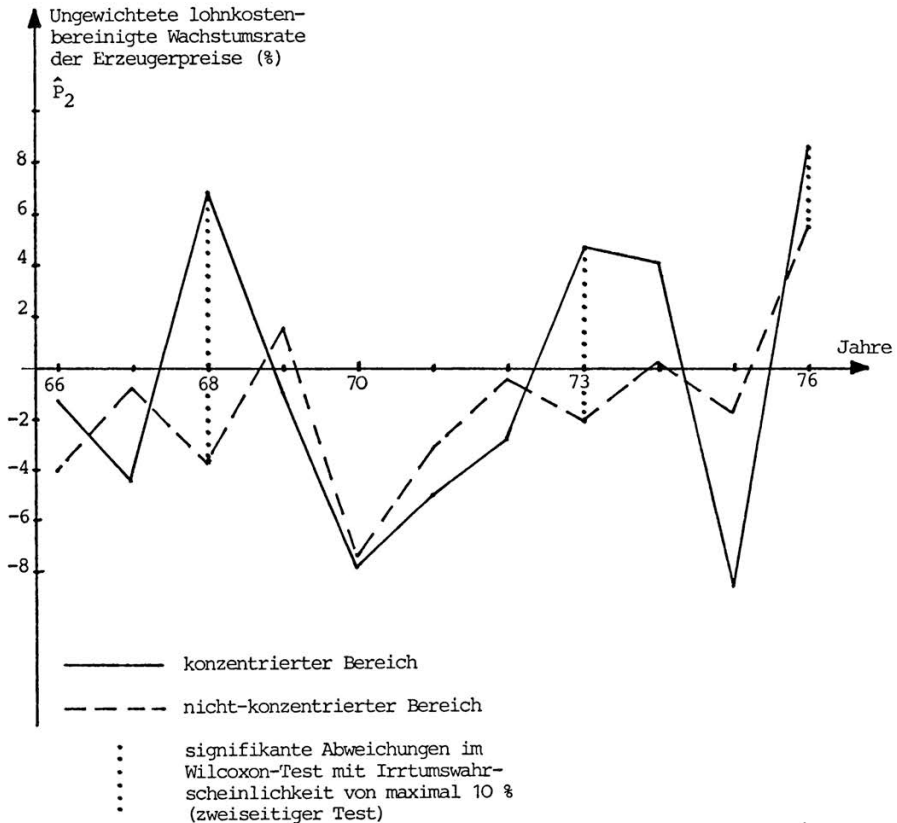
$$\hat{p}_3 = \hat{p}_1 - \text{GEWL} \cdot \hat{L}, \quad \text{d. h. Annahme: } \hat{M} = 0 \text{ und } \text{GEWL} \approx \frac{L}{L+M};$$

GEWL = Lohnkostenanteil an der effektiven Netto-  
produktion der Sektoren.

Im Jahr 1974 ist nunmehr für  $\hat{p}_2$  kein signifikanter Unterschied mehr zwischen den Bereichen *K* und *N* festzustellen. Hingegen zeigt sich jeweils in den konjunkturell guten Jahren 1968, 1973 und 1976 ein signifikanter Unterschied zwischen den Werten für  $\hat{p}_2$  im Bereich *K* gegenüber dem Bereich *N*. Hier erweist sich, daß für den konzentrierten Bereich bereits eine durchschnittliche Preiserhöhung (vgl. Abb. 5.3) ausreicht, um durch eine sehr starke Mengenausweitung eine deutliche „Gewinnspannenverbesserung“ zu erzielen. Unterstellt man für den konzentrierten Bereich *K*, in dem große Unternehmen dominieren, fallende Durchschnittskosten in der Nähe der optimalen Kapazitätsauslastung, so führen bereits konstante Preise zu einer Gewinnspannenverbesserung bei wachsender Produktion; um so mehr wird dieser Effekt bei steigenden Preisen auftreten.

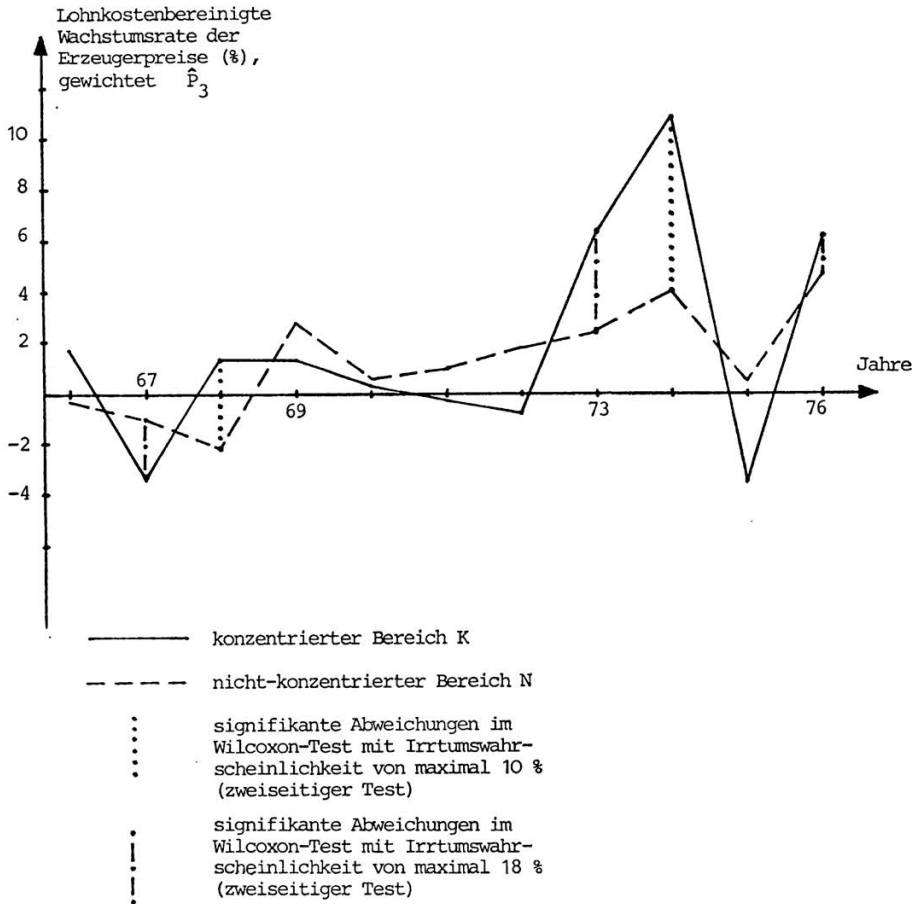
<sup>53</sup> Kontrollrechnungen mit Berücksichtigung geschätzter Materialstückkostensteigerungen bestätigten unsere Ergebnisse.

Abbildung 5.4  
Ungewichtete lohnkostenbereinigte Wachstumsrate  
der Erzeugerpreise  $\hat{p}_2$  in den Bereichen K und N 1966 - 76



Die Schätzung der Veränderungsrate der Gewinnspanne durch die Variable  $\hat{p}_3$  unterstreicht für die konjunkturell guten Jahre qualitativ den Befund, den die Variable  $\hat{p}_2$  liefert, auch wenn für die Jahre 1973 und 1976 das Signifikanzniveau von 10 % im zweiseitigen Test nicht erreicht wird. Die Werte sind in der Abbildung 5.5 dargestellt. Interessant ist jedoch für das Jahr 1974 eine signifikante Abweichung zwischen den Bereichen K und N: Gemessen durch  $\hat{p}_3$  konnte der konzentrierte Bereich das Rezessionsjahr 1974 deutlich besser überstehen als der Bereich N. Das kann ein Hinweis dafür sein, daß im konzentrierten Bereich erfolgreich versucht wurde, die mit sinkender Kapazitätsauslastung drohenden Gewinneinbußen über eine höhere Gewinnspanne aufzufangen. Die Lohn- und Ölpreissteigerungen lieferten hier das Argument, eine solche Preispolitik durchzusetzen.

Abbildung 5.5  
Wachstumsrate der gewichteten lohnkostenbereinigten  
Erzeugerpreise in den Bereichen K und N 1966 - 76



Allerdings sind genauere Daten erforderlich, um hier zu einer sichereren Aussage zu kommen<sup>54</sup>.

Die empirischen Ergebnisse kann man zusammenfassend wie folgt interpretieren:

— In Aufschwungsphasen lassen sich keine Unterschiede in der Preisentwicklung zwischen dem konzentrierten und dem nicht konzen-

<sup>54</sup> Den Einbruch der effektiven Nettoproduktion 1975 sowie die damit verbundene Gewinnspannenverschlechterung könnte man als Konsequenz einer zu hoch vorhaltenden Preispolitik des konzentrierten Bereichs ansehen. Vgl. dazu Abschnitt 5.1.

trierten Sektor nachweisen. Da der konzentrierte Bereich immer durch eine sehr starke Mengenausweitung begünstigt wurde, spricht dieser Befund für die Preisstarrheitshypothese im Aufschwung. Die Preise im Sektor *K* hätten bei flexibler Reaktion und einer Orientierung an der Nachfrageentwicklung relativ zum Sektor *N* stärker steigen können.

- Die Beobachtungen signifikanter Abweichungen in den lohnkostenbereinigten Preiszuwachsdaten zwischen beiden Sektoren deutet darauf hin, daß im konzentrierten Bereich mit wachsender Produktion die „Gewinnspanne“ auch ohne besondere Preisreaktion steigt. Dies läßt sich gut durch monoton fallende Stückkostenverläufe erklären.
- In „normalen“ Jahren unterscheidet sich das Preisverhalten der beiden Bereiche dann, wenn der konzentrierte Bereich weniger durch konjunkturellen Nachfragerückgang, sondern durch aufgebaute Überkapazitäten zu vorsichtiger Preispolitik veranlaßt wird<sup>55</sup>.
- In Rezessionsjahren ist ein bemerkenswerter Unterschied in der Preisreaktion zwischen 1967 und 1974 zu registrieren: Während 1967 keine signifikanten Abweichungen in der Preispolitik der beiden Bereiche festzustellen ist, kam es 1974 im Durchschnitt zu höheren Preissteigerungsraten im konzentrierten Bereich. Das gilt insbesondere auch nach Abzug des „Ölpreisschocks“.

Dies widerspricht der generellen Hypothese der Preisstarrheit. Vermutlich handelt es sich im Abschwung um eine andere Preisreaktion, die mit der Kostenentwicklung und dem Bestreben der Ertragssicherung bei rückläufiger Kapazitätsauslastung erklärbar sein könnte.

Über die Gründe, die beide Industriebereiche in den Rezessionsjahren 1967 und 1974 so unterschiedlich reagieren ließen, können folgende Vermutungen angestellt werden:

- Die absolute Höhe des „Inflationssockels“ und damit die als fest erwarteten Kostensteigerungen waren 1974 gegenüber den Größenordnungen 1967 sehr verschieden. Geht man von einer Kostenorientierung gerade in Rezessionsperioden aus, kann allein der Effekt unterschiedlicher Inflationserwartungen 1974 nennenswert zu Buche schlagen, wobei wir den Einfluß der Lohnstückkostensteigerungen herauszurechnen versuchten.
- Die Unternehmen in der Bundesrepublik haben erst zwei schwere Rezessionsphasen erlebt. Die Lernerfahrungen aus der Rezession

<sup>55</sup> Inwieweit diese Aussage symmetrisch auch für eine mögliche Situation mit aufgebauten Überkapazitäten im nicht konzentrierten Bereich gilt, konnte nicht geprüft werden, da im Beobachtungszeitraum diese Konstellation nicht festzustellen war.



1967, wo sich eine zurückhaltende Preispolitik für die Gewinnspannen vor allem im konzentrierten Bereich negativ auswirkte, induzierten 1974 eine aggressivere Preisstrategie.

- Daneben ist die Kapitalintensität in der deutschen Industrie zwischen 1967 und 1974 stark gestiegen, was den Fixkostenanteil und damit die Durchschnittskostenverläufe beeinflußt haben dürfte.
- Die Konzentrationsentwicklung gerade nach 1969 hat eventuell auch innerhalb des Bereich *K* die Marktmacht oder zumindest die subjektive Einschätzung von Marktmacht seitens des Managements erhöht.

## Anhang

Tabelle 7.1a

## Zuordnung der Industriezweige zum konzentrierten Bereich (K)

1 Kenn- ziffer	2	3		4 Konzernver- flechtung	5 Inlands- markt	6 fachliche Zuordnung
		1975	1962 - 1975			
11	Bergbau (ab 1969) ..	60.8	43.7	93,4 <sup>c)</sup>	91,5 <sup>c)</sup>	65,5 <sup>c)</sup>
200	Chemie .....	27.0	27.9	43,8	24,4	42,9
205	Mineralölverarbei- tung .....	50.4	51.6	49,4 <sup>b)</sup>		
215	Gummi- und Asbest- verarbeitung .....	33.7	34.4			
224	Feinkeramik .....	24.9 <sup>a)</sup>	25.0			
227	Glasindustrie .....	26.2	24.9	34,8		
230	Eisenschaffende In- dustrie (ab 1968) ..	39.5	31.0	71,6	56,9	38,2
232	NE-Metalle .....	24.9	30.2	62,8	41,1	48,0
244	Straßenfahrzeugbau	51.2	54.4	59,1	44,1	61,7
250	Elektrotechnik (ab 1968) .....	32.1	30.9	33,1	26,2	37,0
264	Holzschliff-, Zell- stoff-, Papier- und Pappeerzeugung ..	29.5	29.4			
270	Ledererzeugung (ab 1967) .....	18.6	27.0			

Spalte 2 : Leicht gekürzte amtliche Bezeichnungen.

Spalte 3 : Umsatzanteile der drei größten Unternehmen; Mittelwerte aus den jeweils vorhandenen Jahreswerten.

Spalten 4 - 6: Modifizierte  $CR_3$ -Werte nach C. Baum (1976, S. 38 - 49) und eigene Berechnungen jeweils für 1974.

a) Wert für 1973.

b) Zuordnung VEBA bis 1974 in Gruppe 101.

c) Zahlen nur für Steinkohlebergbau.

Tabelle 7.1b

**Zuordnung der Industriezweige zum nicht konzentrierten Bereich (N)**

1	2	3	
		CR <sub>3</sub>	
		1975	1962 - 75
11	Bergbau (bis 1968) .....	60.8	43.7
210	Kunststoffverarbeitung .....	5.8	8.6
220	Steine und Erden .....	7.8	8.6
230	Eisenschaffende Industrie (bis 1967) ..	39.5	31.0
234	Eisen-, Stahl- und Tempergießereien ..	22.8	22.0
238	Ziehereien und Kaltwalzwerke, Stahl- verformung <sup>a)</sup> .....	8.0	9.8
240	Stahl- und Leichtmetallbau .....	10.5	9.6
242	Maschinenbau .....	9.1	9.7
250	Elektrotechnik (bis 1967) .....	32.1	30.9
252	Feinmechanik, Optik und Uhren .....	16.1	14.9
256	Eisen-, Blech- und Metallwaren .....	6.5	5.9
258	Musikinstrumente, Spiel-, Schmuck- waren und Sportgeräte .....	7.3	8.2
260	Sägewerke und Holzbearbeitung .....	8.2	6.7
261	Holzverarbeitung .....	3.4	3.7
265	Papier- und Pappeverarbeitung .....	11.5	10.2
268	Druckerei und Vervielfältigung .....	6.0	7.9
270	Ledererzeugung (bis 1968) .....	18.6	27.0
272	Lederverarbeitung und Schuhe <sup>b)</sup> .....	13.6	12.8
275	Textil .....	3.8	3.9
276	Bekleidung .....	4.9	4.1
29	Nahrung und Genußmittel (ohne Tabak)	5.7	8.2

Spalte 2: Leicht gekürzte amtliche Bezeichnungen.

Spalte 3: Umsatzanteile der drei größten Unternehmen; Mittelwerte aus den jeweils vorhandenen Jahreswerten.

a) Zeitreihen z. T. erst ab 1969 und ohne Stahlverformung; die Zuordnung in den N-Sektor ist problematisch.

b) Zeitreihen für Lederverarbeitung und Schuhindustrie getrennt.

Tabelle 7.2

**Zuwachsrate der effektiven Nettoproduktion im konzentrierten (K)  
und nicht konzentrierten (N) Industriebereich 1966 bis 1976**

Jahr	Mittelwert		mittlere Rangsumme		Standardabweichung	
	K	N	K	N	K	N
1966	1.5	0.1	16.6	14.3	5.5	4.0
1967	4.3	4.0	14.8	15.1	7.7 <sup>b)</sup>	4.7
1968	14.8	6.5	21.4 <sup>a)</sup>	11.1	3.6 <sup>b)</sup>	7.7
1969	12.1	11.3	15.8	14.5	5.7	5.5
1970	6.2	2.5	18.1	13.1	4.8	6.0
1971	0.3	1.7	13.0	16.2	4.2	5.9
1972	2.9	3.2	15.9	14.4	4.9	4.3
1973	8.6	0.7	20.1 <sup>a)</sup>	11.9	4.6 <sup>b)</sup>	9.7
1974	1.0	4.2	18.5 <sup>a)</sup>	12.3	6.0	4.1
1975	9.5	6.1	12.5	16.5	7.5 <sup>b)</sup>	4.3
1976	11.5	8.3	18.0	13.2	6.8	5.4

a) Signifikant zur Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10 % (zweiseitiger Rangsummen-Test von *Wilcoxon*).

b) Signifikante Unterschiede in der Varianz (Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner oder gleich 10 %, F-Test).

Tabelle 7.3

**Zuwachsrate der Kapazitätsauslastung im konzentrierten (K)  
und nicht konzentrierten (N) Industriebereich 1966 bis 1976**

Jahr	Mittelwert		mittlere Rangsumme		Standardabweichung	
	K	N	K	N	K	N
1966	3.9	3.9	14.3	14.6	3.3	2.5
1967	8.7	6.3	12.2	15.6	5.8 <sup>b)</sup>	3.4
1968	11.2	4.8	19.4 <sup>a)</sup>	11.4	5.6	6.6
1969	8.2	8.0	15.3	14.0	5.1	4.1
1970	0.9	0.8	16.5	13.2	4.7	4.7
1971	5.4	0.6	10.1 <sup>a)</sup>	17.4	4.5	5.4
1972	1.0	0.9	12.2	16.0	3.8	2.7
1973	5.7	1.4	20.3 <sup>a)</sup>	10.8	3.6 <sup>b)</sup>	7.6
1974	2.9	4.6	15.1	13.4	6.9	4.7
1975	11.0	5.1	10.5 <sup>a)</sup>	17.1	7.5	5.5
1976	10.3	9.1	15.6	13.8	7.0	5.1

a) Signifikant zur Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10 % (zweiseitiger Rangsummen-Test von *Wilcoxon*).

b) Signifikante Unterschiede in der Varianz (Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner oder gleich 10 %, F-Test).

Tabelle 7.4

**Zuwachsrate der Erzeugerpreise im konzentrierten (K) und nicht konzentrierten (N) Industriebereich 1966 bis 1976,  $\hat{p}$  bzw.  $\hat{p}_1$ .**

Jahr	Mittelwert		mittlere Rangsumme		Standardabweichung	
	K	N	K	N	K	N
1966	3.8	1.9	13.6	13.5	5.7 <sup>c)</sup>	1.6
1967	— 2.3	— 1.1	11.4	14.6	6.9 <sup>c)</sup>	2.6
1968	— 0.7	— 1.0	12.0	14.6	1.7	2.0
1969	2.1	3.5	12.9	16.3	4.1 <sup>c)</sup>	2.6
1970	5.7	6.2	14.7	15.2	4.8	3.9
1971	3.4	4.9	14.3	15.4	7.0 <sup>c)</sup>	3.0
1972	0.8	3.9	11.8	16.9	3.9	3.8
1973	8.0	7.3	14.3	15.4	7.2 <sup>c)</sup>	4.2
1974	18.6	10.9	19.0 <sup>b)</sup>	12.0	9.3	7.9
1974 <sup>a)</sup>	17.3	9.8	18.6 <sup>b)</sup>	12.2	9.6	8.0
1975	2.8	4.0	14.8	15.1	12.3 <sup>c)</sup>	4.6
1976	4.1	3.9	16.0	14.4	4.4	3.9

a) Werte abzüglich Ölpreisbelastung und ohne Mineralölverarbeitung.

b) Signifikant zur Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10 % (zweiseitiger Rangsummen-Test von Wilcoxon).

c) Signifikante Unterschiede in der Varianz (Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner oder gleich 10 %, F-Test).

Tabelle 7.5

**Ungewichtete Lohnkostenbereinigte Wachstumsraten der Erzeugerpreise im konzentrierten (K) und nicht konzentrierten (N) Industriebereich 1966 bis 1976,  $\hat{p}_2$ .**

Jahr	Mittelwert		mittlere Rangsumme		Standardabweichung	
	K	N	K	N	K	N
1966	1.2	— 4.0	16.3	12.0	4.7	3.2
1967	— 4.4	— 0.8	10.7	15.0	8.6 <sup>c)</sup>	3.3
1968	6.9	— 3.7	18.7 <sup>b)</sup>	9.7	13.2 <sup>c)</sup>	7.7
1969	— 0.9	1.6	13.8	15.7	7.1	4.0
1970	— 7.8	— 7.4	15.0	15.0	7.7	5.4
1971	— 5.0	— 3.1	13.0	16.2	7.3	5.0
1972	— 2.8	— 0.4	14.5	15.3	5.5	4.8
1973	4.8	— 2.0	20.4 <sup>b)</sup>	11.7	7.8	5.3
1974 <sup>a)</sup>	4.2	0.2	16.9	13.8	13.4 <sup>c)</sup>	6.6
1975	— 8.6	— 1.7	13.5	15.9	15.7 <sup>c)</sup>	5.4
1976	8.6	5.6	18.7 <sup>b)</sup>	12.7	4.9	4.5

a) 1974 ohne Ölpreisschock und ohne Mineralölverarbeitung.

b) Signifikant zur Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10 % (zweiseitiger Rangsummen-Test von Wilcoxon).

c) Signifikante Unterschiede in der Varianz (Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner oder gleich 10 %, F-Test).

Tabelle 7.6

**Lohnkostenbereinigte Wachstumsrate der Erzeugerpreise  
im konzentrierten (K) und nicht konzentrierten (N)  
Industriebereich 1966 bis 1976,  $\beta_3$ .**

Jahr	Mittelwert		mittlere Rangsumme		Standardabweichung	
	K	N	K	N	K	N
1966	1.8	— 0.3	14.1	13.2	5.1 <sup>c)</sup>	1.6
1967	— 3.3	— 1.0	10.3	15.2	7.2 <sup>c)</sup>	2.2
1968	1.4	— 2.1	17.5 <sup>b)</sup>	10.5	3.9	4.2
1969	1.4	2.8	12.4	16.6	4.2	2.7
1970	0.3	0.6	15.0	15.0	5.4	3.9
1971	— 0.2	1.0	13.6	15.8	7.2 <sup>c)</sup>	3.3
1972	— 0.8	1.8	12.6	16.4	3.8	4.1
1973	6.3	2.5	17.3	13.6	7.7 <sup>c)</sup>	3.8
1974 <sup>a)</sup>	10.9	4.0	17.9 <sup>b)</sup>	12.6	11.8 <sup>c)</sup>	7.3
1975	— 3.5	0.4	14.5	15.3	13.3 <sup>c)</sup>	4.7
1976	6.2	4.7	18.1	13.1	4.1	3.9

a) 1974 ohne Ölpreisschock und ohne Mineralölverarbeitung.

b) Signifikant zur Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10 % (zweiseitiger Rangsummen-Test von *Wilcoxon*).

c) Signifikante Unterschiede in der Varianz (Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner oder gleich 10 %, F-Test).

### Zusammenfassung

Die Verfasser überprüfen an dem Teilproblem der Preisstarrheitshypothese die Feststellung der Monopolkommission, daß zwischen konzentriertem und nicht konzentriertem industriellen Bereich keine signifikanten Unterschiede im konjunkturellen Verhalten bestehen. Dabei wird die Validität des in der empirischen Untersuchung benutzten Rangkorrelationstestes von *Spearman* für die Fragestellungen der Monopolkommission diskutiert.

Unter Verwendung des Rangsummentests von *Wilcoxon* kommen die Verfasser zum Ergebnis, daß sich in bestimmten konjunkturellen Situationen sehr wohl andersartige Verhaltensweisen aufzeigen lassen.

### Summary

The authors examine the hypothesis of price-rigidity in German industry. In this context an important statement, made 1978 by the "Monopolkommission" is discussed, which said, that there do not exist any significant differences between concentrated and non-concentrated industries concerning their behaviour during the cycle. The validity of *Spearman's* test on rank-correlation, which was used in the empirical investigation of the "Monopolkommission", is debated.

Using *Wilcoxon's* test with rank-sums the authors come to the conclusion, that in certain phases of the cycle there do show up different patterns of behaviour. Some acceptable theoretical explanations of the observed phenomena are offered.

### Literatur

- Baum, C.* (1978), Systematische Fehler bei der Darstellung der Unternehmenskonzentration durch Konzentrationskoeffizienten auf der Basis industriestatistischer Daten, *Jahrbücher f. Nat. ök. u. Statistik* 193, 30 - 53.
- Baum, H.* (1979), Steigende Oligopolpreise bei rückläufiger Nachfrage?, *Zeitschr. f. d. ges. Staatswissenschaft* 135/2, 228 - 246.
- Blair, J. M.* (1972), *Economic Concentration: behaviour and public policy*, New York.
- (1974), Market Power and Inflation: A Short-Run Target Return Model, *Journal of Econ. Issues*, VIII/2, 453 ff.
- Bünig, H.* und *G. Trenkler* (1978), *Nichtparametrische statistische Methoden*, Berlin-New York.
- Eichner, A. S.* (1976), *The Megacorp and Oligopoly*, Cambridge.
- Lehmann, E. L.* (1975), *Nonparametrics*, San Francisco.
- Monopolkommission (1976), Mehr Wettbewerb ist möglich, Erstes Hauptgutachten 1973/75, Baden-Baden.
- (1978), Fortschreitende Konzentration bei Großunternehmen, Zweites Hauptgutachten 1976/78, Baden-Baden.
- Oberhauser, A.* (1979), *Unternehmenskonzentration und Wirksamkeit der Stabilitätspolitik*, Tübingen.
- Pischner, R., K. Droege* und *B. Weise* (1978), Konzentration und industrielle Entwicklung, Gutachten im Auftrage der Monopolkommission erstellt vom DIW (Berlin), in: *Monopolkommission* (1978), 579 - 659.
- Serfling, R.* (1968), The Wilcoxon Two-Sample Statistic on Strongly Mixing Processes, *The Annals of Math. Statistics* 39, 1202 - 1209.
- Willeke, U.* (1975), Marktmacht und Inflation, in: *Th. Pütz* (Hrsg.), *Studien zum Inflationsproblem*, Schriften des Vereins für Socialpolitik N. F., 80 (1975), Berlin.

### Datengrundlagen

- Krengel, R., E. Baumgart, A. Boneß, R. Pischner* und *K. Droege*: Produktionsvolumen und -potential, Produktionsfaktoren der Industrie im Gebiet der Bundesrepublik Deutschland. *Statistische Kennziffern*, 13., 16 - 19. Folge. Sonderdrucke des DIW, Berlin 1973, 1975, 1976, 1977.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden*: Fachserie M, Preise, Löhne, Wirtschaftsrechnungen, Reihe 3, Preise und Preisindizes für industrielle Produkte, Index der Erzeugerpreise, verschiedene Jahrgänge.
- Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung*: Input-Output-Rechnung für die Bundesrepublik Deutschland 1972. Beiträge zur Strukturforschung, Heft 38, 1975.
- IFO-Institut für Wirtschaftsforschung*: Strukturdaten über die Industrie. 6. Folge, 1960 - 1975 München 1977.

*Statistisches Bundesamt Wiesbaden:* Fachserie 17, Reihe 2, Preise und Preisindizes für industrielle Produkte (Erzeugerpreise) 1976.

*Statistisches Bundesamt Wiesbaden:* Fachserie 17, Reihe 3, Index der Grundstoffpreise 1976.

*Statistisches Bundesamt Wiesbaden:* Lange Reihen zur Wirtschaftsentwicklung 1976.

*Deutscher Bundestag,* 8. Wahlperiode, Drucksache 8/704: Bericht des Bundeskartellamtes über seine Tätigkeit im Jahre 1976 sowie über die Lage und Entwicklung auf seinem Aufgabengebiet (§ 50 GWB).