

Weiss, Christoph R.

Working Paper

Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschlands

FE Working Paper, No. 9904

Provided in Cooperation with:

Christian-Albrechts-University of Kiel, Department of Food Economics and Consumption Studies

Suggested Citation: Weiss, Christoph R. (1999) : Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschlands, FE Working Paper, No. 9904, Kiel University, Department of Food Economics and Consumption Studies, Kiel

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/38615>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschlands

Christoph Weiss

Working paper EWP9904
Ernährungswirtschaft und -politik
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
Olshausenstr. 40, 24098 Kiel
Tel.: (0431) 880 4426; Fax.: (0431) 880 7308

1 Einleitung

Die Fähigkeit eines Unternehmens Profite zu realisieren, wird vielfach als zentrales Charakteristikum seiner "Wettbewerbsfähigkeit" angesehen (Martin, et al., 1991; Weindlmaier, 1999). Die Frage nach den Gründen der beobachtbaren Unterschiede in der Höhe der Profite (und damit der Wettbewerbsfähigkeit von Unternehmen oder Branchen) ist eines der ältesten und am detailliertesten untersuchten Gebiete in der Industrieökonomie. Der traditionelle „Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatz“ („structure-conduct-performance-approach“) führt die beobachtbaren Profitabilitätsunterschiede (performance) auf unterschiedliches Verhalten der Firmen (conduct) zurück, welches wiederum von der Struktur der Branchen (structure) beeinflusst wird. In einer, für unzählige weitere Arbeiten grundlegenden Studie weist Bain (1951) dabei auf einen positiven Zusammenhang zwischen der Anbieterkonzentration auf dem Produktmarkt und der Höhe der Profite in einer Branche hin. Eine geringe Zahl an Konkurrenten reduziert laut Bain die Intensität des Wettbewerbs, erleichtert oligopolistische Kollusion und ermöglicht damit den Anbietern die Realisierung von ökonomischen Renten. Wie aus einem umfangreichen Überblick über frühe empirische Analysen (Weiss, 1974) hervorgeht, wird diese Hypothese von Bain von der Mehrzahl der Studien bestätigt. Auch für die Branchen des Ernährungsgewerbes stellen Parker und Connor (1979) in einer ersten empirischen Analyse für die USA einen signifikanten und positiven Zusammenhang zwischen Anbieterkonzentration und Profitabilität fest.

In den 80er Jahren erhielt die Diskussion durch zwei Entwicklungen eine neue Dynamik. Zum einen stellte eine sich rapide entwickelnde formal ausgerichtete Industrieökonomie den bis dahin ausschließlich empirisch orientierten „Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatz“ auf ein solideres theoretisches Fundament. Zum anderen wurde durch Fortschritte in der Ökonometrie sowie der Verfügbarkeit neuer Daten der bis dahin vorherrschende Ansatz der Querschnittsdatenanalyse durch die Berücksichtigung der Profitfluktuationen im Zeitablauf im Rahmen von Paneldatenanalysen ersetzt. In einer vielzitierten Arbeit weisen Domowitz, Hubbard und Petersen (1986) auf ausgeprägte zyklische Schwankungen der Profite hin, die jedoch zwischen konzentrierten und kompetitiven Branchen unterschiedlich stark ausgeprägt sind.

Der vorliegende Beitrag knüpft an diesen Bereich der Literatur an, indem der Einfluß von strukturellen Charakteristika einzelner Branchen bzw. konjunkturellen Schwankungen auf die Höhe der Profite im deutschen Ernährungsgewerbe analysiert wird. Die Arbeit gliedert sich in 5 Abschnitte. Nach einem Überblick über die wichtigsten Determinanten der Profitabilität bzw. die Gründe für zyklische Schwankungen der Profite in Abschnitt 2 und der Beschreibung der Daten und der Definition der Variablen in Abschnitt 3 widmen wir uns in Abschnitt 4 der empirischen Analyse von 25 Industriebranchen des deutschen Ernährungsgewerbes für die Periode 1976 bis 1994. Die Ergebnisse werden in Abschnitt 5 zusammengefaßt.

2 Determinanten der Profite

2.1 Anbieterkonzentration

Der Höhe der Anbieterkonzentration als Erklärungsfaktor für unterschiedliche Profite wird seit Bain (1951) zweifellos die größte Bedeutung beigemessen, die grundlegenden Zusammenhänge lassen sich in einem statischen Oligopol-Modell veranschaulichen.¹ Wir betrachten eine Branche mit N identischen Firmen, wobei die Zahl der Betriebe als gegeben unterstellt wird. Die Preise der Produktionsfaktoren sind ebenfalls gegeben. Die Firmen produzieren ein homogenes Gut. Die Profitfunktion der Firma i ($i = 1, \dots, N$) lautet:

$\rho_i = p(Q)q_i - c_i(q_i) - F_i$ wobei ρ_i den Profit, p den Marktpreis, $Q = \sum_{i=1}^N q_i$ die aggregierte Produktion, $c_i(q_i)$ die variablen und F_i die fixen Produktionskosten der Firma i symbolisiert.

Für ein Profitmaximum muß gelten: $\frac{\partial \rho_i}{\partial q_i} = p + q_i \frac{\partial p}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_i} - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$ und $\frac{\partial^2 \rho_i}{\partial q_i^2} < 0$. Die

Änderung der Gesamtproduktion der Branche bei einer Variation der Produktionsmenge der Firma i ($\frac{\partial Q}{\partial q_i}$) läßt sich umformen in: $\frac{\partial Q}{\partial q_i} = \frac{\partial q_i}{\partial q_i} + \frac{\partial Q_j}{\partial q_i} = 1 + f_i$ wobei Q_j die

Gesamtproduktion aller übrigen Firmen darstellt. Die Reaktion der Konkurrenten auf die eigene Produktionsentscheidung und damit die Intensität des Wettbewerbs bei gegebener Zahl der Konkurrenten wird durch den Parameter der konjekturalen Variation f_i abgebildet. $f_i = -1$, $f_i = 0$, sowie $f_i = 1$ entsprechen der Bertrand- bzw. Cournotannahme bzw. der Annahme

kollusiven Verhaltens aller Anbieter. Durch einfache Umformung der Bedingung erster

Ordnung und Division durch p erhalten wir $\frac{p - c_i'}{p} = \frac{s_i(1 + f_i)}{e}$ wobei $s_i = \frac{q_i}{Q}$, $c_i' = \frac{\partial c_i}{\partial q_i}$ und

$e = \frac{\partial Q}{\partial p} \frac{p}{Q}$ die Preiselastizität der Nachfrage symbolisiert. Die Preis-Grenzkosten-Relation wird

auch als "Lerner-Index" bezeichnet. Um den Zusammenhang zwischen dem Lerner-Index und der Marktstruktur auf Branchenebene zu errechnen, multiplizieren wir mit q_i , summieren über alle Firmen und erhalten nach einfacher Umformung und Division durch Q :

$\frac{\sum_{i=1}^N p q_i - \sum_{i=1}^N c_i' q_i}{p Q} = \frac{\sum_{i=1}^N [s_i^2 (1 + f_i)]}{e}$. Unter der Annahme identischer Firmen ($c_i' = c'$) läßt sich

diese Gleichung umformen zu: $\frac{p Q - c' Q}{p Q} = PCM = \frac{H}{e} (1 + f)$, wobei $H = \sum_{i=1}^N s_i^2 = \frac{1}{N}$ den

Herfindahl Index der Anbieterkonzentration symbolisiert. Mit zunehmender Zahl der Firmen N , mit zunehmender Wettbewerbsintensität (abnehmendem f) und steigender Preiselastizität der Nachfrage sinkt die Preis-Grenzkosten-Relation. Wird ferner eine Identität von Grenz- und Durchschnittskosten unterstellt, so entspricht der Lerner-Index auch der Profit-Umsatz-Relation (auf diese Annahme werden wir später noch einmal zurückkommen).

Das statische Oligopolmodell mengensetzenden Verhaltens impliziert damit einen proportionalen Zusammenhang zwischen der Preis-Grenzkosten-Relation (dem Lerner-Index, bzw. der Profit-Umsatz-Relation) auf Branchenebene, der (gegebenen) Preiselastizität der Nachfrage sowie dem Herfindahl-Index als Maß der Anbieterkonzentration auf dem Produktmarkt. Mit steigender Konzentration steigen auch die Profite in der Branche.

¹ Alternative Ansätze, die jedoch sehr ähnliche Resultate liefern, sind in Appendix 2 dargestellt.

Die bestehende empirische Literatur zu diesem Themenbereich seit Bain (1951) ist viel zu umfangreich um eine systematische Darstellung in diesem Rahmen zu erlauben. Einen ausführlichen Überblick über diese Literatur bieten die Arbeiten von Weiss, (1974), Geroski (1988), Schmalensee (1989), Hay und Morris (1991), Martin (1993) und Aiginger (1994).

2.2 Eintrittsbarrieren

Die Anbieterkonzentration spiegelt die Marktmacht bzw. die Möglichkeit kollusiven Verhaltens der im Markt tätigen Unternehmen wieder. Inwieweit Konkurrenz von den noch nicht am Markt präsenten Firmen das Marktergebnis beeinflusst, ist entscheidend von der Höhe der Eintrittsbarrieren abhängig. Je höher die Eintrittskosten sein werden, desto geringer ist die Gefahr des Markteintritts zusätzlicher Konkurrenten und umso höher werden die gegenwärtigen Profite der Branche sein. Die Bedeutung dieser Faktoren hat ebenfalls bereits Bain (1951) hervorgehoben: „we have been unable with available data to test for the relationship of profit rates to certain potential determinants ... The condition of entry to the industry is perhaps the most prominent of these“ (Bain, 1951, S.323-324).

Die empirische Literatur sucht diesen Effekt durch die Berücksichtigung von verschiedenen Variablen zu modellieren. So wird vielfach argumentiert, daß die Höhe der Werbeausgaben der Firmen eine Proxyvariable für die Höhe der Eintrittsbarrieren darstellt. Werbung kann ein Instrument der Produktdifferenzierung sein und Produktdifferenzierung wurde bereits von Bain als eine der wichtigsten Markteintrittsschranken angesehen. In dem ökonometrischen Modell von Comanor und Wilson (1967) übt der Anteil der Werbeausgaben am Umsatz einer Branche tatsächlich einen hoch signifikanten und beträchtlichen Einfluß auf die Profitabilität der Branche aus.

2.3 Wachstum

Der Einfluß der Wachstumsrate der Industriebranche auf die Profitabilität kann unterschiedliche Richtungen einnehmen. Einerseits kann erwartetes zukünftiges Wachstum der Branche den Markteintritt neuer Konkurrenten erleichtern, andererseits kann die Erwartung zukünftig hoher Wachstumsraten die Disziplin der Oligopolisten in der Gegenwart verbessern und damit einen positiven Einfluß auf die Profitabilität ausüben. Wenn in einem stagnierenden Markt (die Wachstumsrate $g = 0$) Kollusion bei einem Diskontfaktor r^* gegeben ist, so wird diese Kollusion erst recht in einem mit einer Wachstumsrate $g > 0$ wachsenden Markt mit einem Diskontfaktor von $r^{**} = r^*/(1+g)$ aufrecht erhalten werden. Die Erwartung zukünftigen Wachstums macht Firmen geduldiger und Kollusion in der Gegenwart daher wahrscheinlicher. Empirische Studien weisen fast ausschließlich einen positiven Einfluß der Wachstumsrate der Branche auf die Profitabilität aus.

2.4 Weitere Faktoren

Neben den genannten Variablen kennt die breite theoretische und empirische Literatur zur Analyse der Determinanten der Profitabilität eine Reihe von weiteren erklärenden Faktoren, die hier nur ansatzweise genannt werden können. In perfekt funktionierenden Finanzmärkten werden Firmen, die ein höheres Risiko eingehen auch eine höhere Kapitalrendite erwirtschaften müssen, um Kapital attrahieren zu können. Fisher und Hall (1969) weisen auf die Bedeutung dieser *Risiko*-komponente bei der Erklärung branchenspezifischer Unterschiede in der Höhe der Profite hin. In Anlehnung an Galbraith's Konzept der „countervailing power“ ist neben der Marktmacht auf der Anbieterseite auch die *Zahl und Größenstruktur der Nachfrager* zur Erklärung des Marktergebnisses relevant. Ein erster empirische Versuch der Anwendung dieses Konzepts (basierend auf Informationen der Input-Output Tabelle) im Industriebereich ist in Lustgarten (1975) zu finden. Aus den selben Gründen wäre auch die *Marktmacht der*

Zulieferer in der empirischen Analyse zu berücksichtigen, erste empirische Ergebnisse liegen für die USA (Martin, 1983) vor. Bezogen auf den Arbeitsmarkt würde das Konzept der „countervailing power“ einen Einfluß der Lohnverhandlungsmacht der Arbeitnehmer, abgebildet durch den Organisationsgrad der *Gewerkschaften* implizieren. Als erste empirische Arbeit ist hier jene von Weiss (1966) zu nennen. Aiginger und Weiss (1998) weisen einen hoch signifikanten Einfluß der *Flexibilität* von Betrieben (gemessen an der Fähigkeit, die Zahl der Beschäftigten rasch an exogene Änderungen anzupassen) auf deren Profitabilität nach. Und schließlich ist auf einen Faktor hinzuweisen, dem besonders in kleinen offenen Volkswirtschaften großes Gewicht zukommt, das Ausmaß des *internationalen Wettbewerbs*. Ist eine Branche starkem Konkurrenzdruck aus dem Ausland ausgesetzt (da die produzierten Güter zu geringen Kosten transportierbar sind), so wird das Maß der Konzentration am Binnenmarkt die tatsächlichen Wettbewerbsverhältnisse nur ungenügend widerspiegeln. So weisen Esposito, Esposito und Ferguson (1971) in ihrer empirischen Studie einen signifikanten Einfluß des Importumfangs auf die Profitabilität der heimischen Branchen aus.

2.5 Zyklische Schwankungen der Profite

Wie zuvor gezeigt ist die Preis-Grenzkosten-Relation invers proportional zur Preiselastizität der Nachfrage. Zyklische Schwankungen in der Preis-Grenzkosten-Relation können daher von zyklischen Schwankungen in der Preiselastizität ausgelöst sein. Diese werden von Stiglitz (1984) auf das Konsumverhalten der Individuen zurückgeführt. Die Konsumenten treffen ihre Entscheidungen unter Berücksichtigung von „kritischen Nutzenschwellen“, die u.a. von der Höhe der Suchkosten sowie der Zinssätze beeinflusst werden. Eine Änderung der Zinssätze im Konjunkturzyklus würde daher mit einem veränderten Konsumverhalten einhergehen. Stiglitz argumentiert, daß steigende Realzinsen in einer Rezession zu einer Zunahme der kritischen Nutzenschwelle und damit zu einer Abnahme der Zahl der Konsumenten führt, weshalb die Preiselastizität der Nachfrage sinkt (kontrazyklische Schwankungen der Preiselastizität).

Im Gegensatz dazu lassen sich prozyklische Schwankungen der Preiselastizität durch das unterschiedliche Käuferverhalten von neuen und wiederholten Käufern ableiten (Okun, 1981 und Bils, 1989). Geht man von einer geringeren Preiselastizität von wiederholten Käufern verglichen mit neuen Käufern aus (die beispielsweise durch Gewöhnungseffekte etc. bedingt sein kann), so wird ein positiver Nachfrageschock zu einer Erhöhung der Zahl der neuen Käufer und damit zu einer Zunahme der Preiselastizität der Produkte führen.

Die empirische Analyse von 38 Industriebranchen der Nahrungsmittelindustrie (auf 4-Steller-Ebene) in den Vereinigten Staaten zwischen 1972 und 1987 durch Field und Pagoulatos (1997) lassen zumindest für diese Branchen auf eine prozyklische Schwankung der Preiselastizität der Nachfrage schließen.

Oligopolmodelle erweitern diesen Rahmen zur Begründung für zyklische Schwankungen der Profite indem neben der Veränderung der Nachfrageelastizität im Zeitablauf auch das sich im Konjunkturzyklus ändernde Verhalten der Unternehmen berücksichtigt wird. Wie zuvor ausführlicher dargestellt, wird die Preis-Grenzkosten-Relation neben der Preiselastizität der Nachfrage und dem Herfindahl-Index auch von der Wettbewerbsintensität (ausgedrückt durch den Parameter der konjekturalen Variation f) determiniert. Während die Cournot-Annahme von einem passiven Verhalten der Konkurrenten ausgeht (diese reagieren nicht auf die Handlungen der Firma i , $f = 0$), wird bei der Bertrand-Annahme ein wesentlich aggressiveres Verhalten unterstellt, bei dem die Handlungen der Firma i durch das Verhalten der Konkurrenten kompensiert wird $f = -1$. Welches Verhalten nun tatsächlich gewählt wird, ist von den Kapazitätsbeschränkungen der Firmen abhängig (Kreps und Scheinkmann, 1983). So wird Bertrand-Verhalten, bei dem die Firmen durch Preissenkungen die Nachfrage auf sich zu ziehen suchen, nur bei freien Produktionskapazitäten sinnvoll sein. Sind hingegen die Kapazitäten ausgelastet, so wird die Firma nicht auf das geänderte Verhalten der Konkurrenten

reagieren können. Dieser Zusammenhang zwischen f_i und der Kapazitätsauslastung der Firmen läßt sich auch ohne ausführlicher auf das relativ komplexe zwei-stufige Spiel von Kreps und Scheinkmann (1983) einzugehen, an Hand des zuvor präsentierten Oligopolmodells illustrieren. Wir hatten zuvor den Parameter f_i als exogen gegeben unterstellt bzw. beliebige Werte für f_i zugelassen. Wie Breshnahan (1981) gezeigt hat, sind jedoch nicht alle möglichen Parameterwerte für f_i auch „konsistent“. So agieren Firmen im Cournot-Modell, als ob ihre Rivalen nicht auf ihr Verhalten reagieren würden obgleich ein Blick auf die unter dieser Annahme geltende Reaktionsfunktion der Konkurrenten sofort das Gegenteil zeigt. Als konsistente Parameter der konjekturalen Variation bezeichnet Breshnahan demnach solche Verhaltensannahmen über die Reaktion der Konkurrenten, die sich auch in den ermittelten Reaktionsfunktionen widerspiegeln. Um diese Parameter zu ermitteln, leiten wir die Bedingung 1. Ordnung $p + q_i \frac{\partial p}{\partial Q} (1 + f_i) - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$ nach Q_j ab und erhalten daraus nach

Umformungen: $f_j = \frac{\partial q_i}{\partial Q_j} = \frac{-\partial p / \partial Q}{(2 + f_i) \partial p / \partial Q - \partial^2 c_i / \partial q_i^2}$. Um die Interpretation dieses

Ausdrucks zu vereinfachen, gehen wir im folgenden von einem Duopol ($N = 2$ und $Q_j = q_j$) und einer linearen Nachfragekurve mit einer Steigung $\frac{\partial p}{\partial Q} = -1$ aus und schreiben für die Steigung

der Grenzkosten $\frac{\partial^2 c_i}{\partial q_i^2} \equiv c_i''$. Die Annahme konsistenter konjekturaler Variationsparameter in

einem symmetrischen Duopol impliziert nun $f_i = f_j$. Nach einigen Umformungen errechnet sich dann der mit konsistenten konjekturalen Variationen vereinbare Parameter f_i als $f_i = -1 + \{\sqrt{[(c_i'')^2 / 4 + c_i''] + c_i'' / 2}\}^2$. Bei einer Steigung von $c_i'' = 0$ (also bei konstanten Grenzkosten und damit bei freien Kapazitäten) entspricht $f_i = -1$ und das Gleichgewicht auf dem beobachteten Markt wird ein Bertrand-Preiswettbewerb mit Profiten von Null sein. Sind hingegen die Kapazitäten völlig ausgelastet ($c_i'' = \infty$) so gilt $f_i = 0$, was der Cournot-Annahme und damit positiven Profiten der Firmen entspricht.

Bei einer prozyklischen Kapazitätsauslastung ist daher von einem aggressiven (Bertrand-) Verhalten der Firmen in einer Rezession und einer geringeren Wettbewerbsintensität in der Hochkonjunktur auszugehen, was pro-zyklische Schwankungen der Preis-Grenzkosten-Relation implizieren würde.³

Zu einem ähnlichen Ergebnis gelangen auch Green und Porter (1984) im Rahmen eines Modells, in dem die Autoren von unvollständiger Information über das Produktionsverhalten der Konkurrenten ausgehen. In einer Rezession wird der Rückgang der Nachfrage nach eigenen Produkten beobachtet, der Grund dieses Rückgangs ist jedoch nicht klar erkennbar. Führt der Anbieter den Nachfragerückgang auf den Bruch einer zuvor getroffenen Preisabsprache durch einen Konkurrenten zurück, so wird er ebenfalls die Preise senken.

² Im allgemeineren Fall erhalten wir unter Verwendung konsistenter Parameter $f_i = f_j$ die folgende quadratische Gleichung $f_i^2 + f_i(2 - c_i'' / \frac{\partial p}{\partial Q}) + 1 = 0$. Die Lösung dieser Gleichung ergibt:

$$f_i = -1 + c_i'' / \frac{\partial p}{\partial Q} [1 - (1 - 4 \frac{\partial p}{\partial Q} / c_i'')^{\frac{1}{2}}], \text{ da der negative Teil der Lösung der quadratischen Gleichung}$$

unter Verwendung der Bedingung 2. Ordnung, welche impliziert daß $2 \frac{\partial p}{\partial Q} (1 + f_i) - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} < 0$, eliminiert

werden kann. Bei $\partial p / \partial Q = -1$ erhalten wir die Lösung im Text.

³ Dem entspricht auch die Argumentation von Klemperer und Meyer (1986). Die Autoren zeigen, daß bei einer stark ansteigenden Grenzkostenkurve das Verhalten der Firmen bei fluktuierender Nachfrage dem Cournot-Modell entspricht.

Kollusives Verhalten ist demnach in einer Rezession weniger wahrscheinlich. Rotemberg und Saloner (1986) argumentieren im Gegensatz dazu, daß die Zusatzgewinne der Firma durch den Bruch der Absprache in einem Boom höher sind als in einer Rezession, da in dieser Periode ein besonders großer Markt bedient werden kann. Das Ausmaß der Kollusion zwischen den Firmen ist demnach antizyklisch.

3. Schätzansatz und Daten

Ausgangspunkt der empirischen Analyse ist der aus dem theoretischen Teil abgeleitete Zusammenhang zwischen der Preis-Grenzkosten-Relation, dem Herfindahlindex, der Preiselastizität sowie dem Parameter der konjekturalen Variation:

$$PCM = \frac{pQ - c'Q}{pQ} = \frac{1}{e} H(1+f). \text{ Das zentrale Problem der empirischen Analyse ist die}$$

Messung der Grenzkosten. Während die Gesamt- oder Durchschnittskosten der Produktion relativ leicht beobachtbar sind, bleiben die Grenzkosten unbeobachtbar. Der vielleicht gängigste Ansatz in der empirischen Literatur trifft die vereinfachende Annahme der Identität von Grenz- und Durchschnittskosten. Unter dieser Annahme läßt sich das Abweichen der Preise von den Grenz- bzw. Durchschnittskosten und damit die Profitabilität der Firmen leicht empirisch ermitteln. Jedoch muß hier von der wenig realistischen Annahme konstanter Grenzkosten und fehlender fixer Kosten ausgegangen werden.⁴ Im Gegensatz dazu folgen wir Haskel und Martin (1994) indem wir von der folgenden Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ausgehen: $Q = L^a K^{1-a}$. Dabei symbolisiert L den Einsatz der kurzfristig variablen Produktionsfaktoren Arbeit (N) und Vorleistungen (M) und K den Einsatz des kurzfristig fixen Faktors Kapital. Die Grenzkosten errechnen sich dann als: $c' = \frac{1}{aQ}(wN + mM)$, wobei w und

m die Entlohnung der Faktoren Arbeit und Vorleistungen symbolisiert. Nach Einsetzen in die Gleichung der Preis-Grenzkosten-Relation und einigen Umformungen ergibt sich die folgende Schätzgleichung:

$$\text{Gleichung [1]: } PCM = \frac{pQ - wN - mM}{pQ} = d_0 + d_1 H + n,$$

wobei $d_0 = 1 - a$, $d_1 = \frac{a(1+f)}{e}$ und n das Residuum der Schätzgleichung symbolisiert.

Dieses „Basismodell“ wird nun durch die Berücksichtigung der Variabilität des Parameters der konjekturalen Variation f erweitert. Läßt sich der Zusammenhang zwischen f und der Kapazitätsauslastung c'' durch folgende lineare Funktion approximieren $f = -1 + gc''$ (mit $g > 0$) und nehmen wir ferner an, daß die Kapazitätsauslastung selbst wieder in linearer Abhängigkeit zur makroökonomischen Konjunktursituation steht ($c'' = m + wUER$; mit $w < 0$), wobei als Maß zur Abbildung der konjunkturellen Lage die Arbeitslosenrate UER verwendet wird, so ergibt sich nach einigen Umformungen das folgende Schätzmodell:

$$\text{Gleichung [2]: } PCM = d_0 + d_1 H + d_2 H UER + n,$$

wobei $d_0 = 1 - a$, $d_1 = \frac{agm}{e}$ und $d_2 = \frac{agw}{e}$. Dem theoretischen Modell folgend würden wir erwarten, daß $d_1 > 0$ und $d_2 < 0$ gilt.

Um auch einige der in den Abschnitten 2.2 bis 2.4 kurz angesprochenen weiteren Effekte auf die Preis-Grenzkosten-Relation abbilden zu können, wird dieser Ansatz schließlich zu den folgenden beiden Schätzmodellen ergänzt:

⁴ Auf die weiteren Probleme dieser Annahme zur Modellierung der Zyklik der Profite sowie auf alternative Ansätze wird in Weiss (1999) eingegangen.

Gleichung [3]: $PCM = d_0 + d_1H + d_2H UER + d_3KAP + d_4GR + d_5UER + d_6T + n$,
 bzw. unter Berücksichtigung weiterer Interaktionseffekte

Gleichung [4]:
$$PCM = d_0 + d_1H + d_2H UER + d_3KAP + d_4GR + d_5UER + d_6T + d_7KAP UER + d_8GR UER + n$$

Die empirische Analyse basiert auf der Anwendung des in Gleichung [1] beschriebenen Profitabilitätsmaßes für 25 Branchen des produzierenden Ernährungsgewerbes Deutschlands (alte Bundesländer) in der Periode 1976 bis 1994. Von den 28 Branchen der SYPRO-Klassifikation mußten die Branchen 6814 (Herstellung von Stärke, Stärkeerzeugnisse), 6847 (Talgsmelzen, Schmalzsiedereien) sowie 6882 (Übriges Ernährungsgewerbe) auf Grund von fehlenden Daten aus der empirischen Analyse ausgeschlossen werden. Die Umstellung der offiziellen Statistik durch die Einführung der „Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993“ mit dem Berichtsjahr 1995 verhindert die Aktualisierung der Datenbasis unter Verwendung der Informationen für die Periode nach 1995. Die Definition der einzelnen Variablen sowie eine kurze deskriptive Auswertung ist in Tabelle 1 zu finden.⁵

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken und Definition der Variablen.

Bezeichnung, Definition und Quelle der Variablen	Abkürzung	Mittelw. (Stdabw.)	Min. (Max.)
<i>Preis-Grenzkosten-Relation</i> , definiert als Brutto Profite (Umsatz abzüglich der Material und Lohn-Kosten) bezogen auf den Umsatz. ⁶ <u>Quelle</u> : jeweils Statistisches Bundesamt, Fachserie 4, Produzierendes Gewerbe, Reihe 4.3.3.	<i>PCM</i>	0,065 (0,032)	-0,061 (0,172)
<i>6-Firmen Anbieterkonzentration</i> , definiert als Anteil der 6 größten Betriebe am Gesamtumsatz der Branche. <u>Quelle</u> : Statistisches Bundesamt Fachserie 4, Produzierendes Gewerbe, Reihe 4.2.3.	<i>CR6</i>	0,513 (0,228)	0,068 (1,000)
<i>Bereinigte 6-Firmen Anbieterkonzentration</i> , bereinigt mit der Summe aus Ex- (<i>EXQ</i>) und Importquote (<i>IMQ</i>): $CR6(adj.) = CR6(1 - IMQ - EXQ)$ <u>Quelle</u> : eigene Berechnungen	<i>CR6(adj.)</i>	0,337 (0,191)	-0,092 (0,798)
<i>Exportquote</i> , definiert als Anteil der Exporte am Gesamtumsatz der Branche. <u>Quelle</u> : Tabelle A.III.1-2 aus Breitenacher und Täger (1990) und Tabelle A.II.11 aus Breitenacher und Täger (1996) für die Jahre 1977, 1982, 1988, 1990, 1992 und 1993. Die Werte für die fehlenden Jahre wurden linear interpoliert.	<i>EXQ</i>	0,135 (0,117)	0,010 (0,636)
<i>Importquote</i> , definiert als Anteil der Importe am Gesamtumsatz der Branche. <u>Quelle</u> : Tabelle A.III.1-1 aus Breitenacher und Täger (1990) und Tabelle A.II.12 aus Breitenacher und Täger (1996) für die Jahre 1977, 1982, 1988, 1990, 1992 und 1993. Die Werte für die	<i>IMQ</i>	0,169 (0,148)	0,000 (0,597)

⁵ Eine ausführliche Beschreibung der Struktur des deutschen Ernährungsgewerbes ist in Breitenacher und Täger (1996), sowie Wendt et al. (1997) zu finden und kann an dieser Stelle daher unterbleiben.

⁶ Obwohl die Verwendung dieses Maßes z.T. heftig kritisiert wurde, wird es dennoch von der Mehrheit der europäischen Industrieökonomien als brauchbares Maß zur Charakterisierung der Profitabilität der Branchen akzeptiert (vgl. Aiginger, Mueller, Weiss, 1998).

fehlenden Jahre wurden linear interpoliert.

<i>Wachstumsrate</i> des nominellen Nettoproduktionswertes der Branche, <u>Quelle</u> : eigene Berechnungen	<i>GR</i>	0,067 (0,916)	-0,947 (19,246)
<i>Kapitalkosten</i> , definiert als Anteil der Kapitalkosten am Umsatz der Branche. <u>Quelle</u> : Statistisches Bundesamt, Fachserie 4, Produzierendes Gewerbe, Reihe 4.3.3.	<i>KAP</i>	0,038 (0,018)	0,012 (0,108)
<i>Arbeitslosenrate</i> der Gesamtwirtschaft <u>Quelle</u> : Statistisches Bundesamt; Statistisches Jahrbuch der Bundesrepublik Deutschland	<i>UER</i>	0,070 (0,019)	0,038 (0,093)

4. Empirische Ergebnisse

Tabelle 2 weist die Ergebnisse verschiedener Spezifikationen der Random- und Fixed-Effekt-Schätzung aus.

Tabelle 2: Die Ergebnisse der Fixed- und Random-Effekt-Schätzung der Profit-Umsatzrelation für 25 Branchen des produzierenden Ernährungsgewerbes Deutschlands 1977-1994.

Schätzmethode: Unabhängige Variablen	Random Effects [1] Param. (t-Wert)	Fixed Effects [2] Param. (t-Wert)	Fixed Effects [3] Param. (t-Wert)
<i>Konstante</i>	d_0 0,016 (2,75)		
<i>CR6(adj.)</i>	d_1 0,018 (1,87)	0,029 (2,18)	0,076 (3,81)
<i>CR6(adj.)*UER</i>	d_2		-0,638 (-3,02)
<i>KAP</i>	d_3 1,079 (9,57)	0,379 (1,96)	0,663 (2,56)
<i>GR</i>	d_4 0,017 (2,12)	0,009 (1,23)	0,059 (2,35)
<i>UER</i>	d_5	-0,277 (-5,08)	0,127 (1,05)
<i>T/100</i>	d_6	0,946 (4,23)	0,103 (4,65)
<i>KAP*UER</i>	d_7		-4,776 (-2,06)
<i>GR*UER</i>	d_8		-0,750 (-2,01)
Brancheneffekte	Ja	Ja	Ja
Zeiteffekte	Ja	Nein	Nein
Teststatistiken	R^2 0,545		
	LLF	1213,5	1222,5
	N	450	450
	Hausman Test	32,38	0,01
	LRT: $\alpha_i = \alpha$ (DF)	206,2 (24)	212,9 (24)
	LRT: $\beta = 0$ (DF)	58,8 (5)	76,8 (8)

Bemerkungen: R^2 bezeichnet das multiple Bestimmtheitsmaß, LLF symbolisiert den Wert der maximierten Log Likelihood Funktion, N bezeichnet die Zahl der Beobachtungen und DF die Zahl der Freiheitsgrade. Die beiden likelihood ratio tests (LRT) für das Fehlen von unterschiedlichen fixen Brancheneffekten ($\alpha_i = \alpha$) sowie eines fehlenden Erklärungsgehalt des Modells ($\beta = 0$) sind jeweils Chi-quadrat-verteilt.

Drei verschiedene Spezifikationen werden in Tabelle 2 getestet. In Spalte [1] werden zyklische Schwankungen in der Höhe der Profite durch Zeiteffekte herausgefiltert. Um zyklische Schwankungen explizit zu modellieren wird diese Spezifikation in Spalte [2] um den Einfluß eines linearen Trends sowie einer Variablen zur Abbildung des makroökonomischen

Konjunkturzyklus erweitert. Die Spezifikation in Spalte [3] berücksichtigt schließlich auch Interaktionseffekte zwischen dem Konjunkturzyklus und den strukturellen Charakteristika der Märkte.

Wie aus Spalte [1] ersichtlich, wird das Fixed-Effects-Modell durch den Hausmann-Test zu Gunsten des Random-Effects-Modells verworfen. Dieses weist einen positiven, allerdings lediglich auf dem 90%-igen Signifikanzniveau von Null verschiedenen Einfluß der Anbieterkonzentration sowie einen positiven und signifikanten Einfluß des Kapitaleinsatzes und der Wachstumsrate der Branche aus.

In den Spalten [2] und [3], in denen die zyklische Fluktuation der Profitrate explizit modelliert wird, legt der Hausmann-Test eine Überlegenheit des Fixed- gegenüber dem Random-Effects-Modell nahe. Der Einfluß der Arbeitslosenrate sowie eines linearen Trends erweist sich in Spalte [2] als signifikant von Null verschieden, der negative Parameterwert der Arbeitslosenrate läßt auf prozyklische Schwankungen der Profitabilität schließen. Jedoch unterstellt diese Spezifikation ein identisches zyklisches Muster in den verschiedenen Branchen. Inwieweit der Einfluß der strukturellen Charakteristika im Zeitablauf konstant ist oder im Konjunkturzyklus schwankt, bzw. umgekehrt, ob der Einfluß des Konjunkturzyklus sich zwischen unterschiedlich strukturierten Branchen unterscheidet, wird in Spalte [3] durch die Berücksichtigung von Interaktionseffekten analysiert. Dabei zeigt sich ein signifikanter Einfluß der Interaktionsvariablen zwischen der Arbeitslosenrate und der Anbieterkonzentration, dem Kapitaleinsatz sowie der Wachstumsrate der Branchen.

Für eine Branche mit einer durchschnittlichen Anbieterkonzentration ($\overline{CR6(adj.)} = 0,337$), einem durchschnittlichen Kapitaleinsatz ($\overline{KAP} = 0,038$) und einer durchschnittlichen Wachstumsrate ($\overline{GR} = 0,067$) beobachten wir eine deutlich prozyklisch schwankende Profitrate. Eine Zunahme der Arbeitslosenrate um 1 %-Punkt reduziert die Profitrate um 4,54 Prozent. Diese prozyklischen Schwankungen sind, entsprechend den Ergebnissen der Spalte [3], in konzentrierten, kapitalintensiven Branchen mit hoher Wachstumsrate stärker ausgeprägt.

Die Ergebnisse der Spalte [3] weisen einen positiven und signifikant von Null verschiedenen Einfluß der Anbieterkonzentration auf die Profitabilität der Branche aus. Bei einer durchschnittlichen Arbeitslosenrate von 7,03% errechnet sich bei einer Zunahme der Anbieterkonzentration um 10%-Punkte eine Steigerung der Profit-Umsatz-Relation um 4,72%. Wesentlich stärker ausgeprägt ist der Einfluß der Anbieterkonzentration in der Hochkonjunktur. Liegt die Arbeitslosenrate auf einem Minimalwert von 3,8%, so beobachten wir bei einer Zunahme der Anbieterkonzentration um 10%-Punkte einen Profitabilitätszuwachs von 8,07%. In einer Rezession hingegen (bei einer maximalen Arbeitslosenrate in dem betrachteten Zeitintervall von 9,3%) können hochkonzentrierte Branchen diesen Vorteil kaum in zusätzliche Profite übersetzen, eine Differenz in der Anbieterkonzentration von 10%-Punkten entspricht einer Änderung der Profit-Umsatz-Relation von 2,58%. Interessant ist ferner die Beobachtung, daß die Höhe der Arbeitslosenrate als eigenständige Variable in Spalte [3] nun keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluß auf die Profitabilität ausübt. Diese Ergebnisse deuten auf eine höhere Wettbewerbsintensität in einer Rezession als zentrale Begründung für die beobachtbaren zyklischen Schwankungen der Profitrate hin.

Zyklische Effekte sind auch beim Einfluß der Kapitalintensität auf die Profit-Umsatz-Relation beobachtbar. In allen drei Spezifikationen wird ein signifikant von Null verschiedener positiver Parameterwert für KAP ausgewiesen. Dieser ist in den Spalten [2] und [3] deutlich kleiner als 1. Somit führt eine Zunahme der Kapitalkosten lediglich zu einer unterproportionalen Steigerung der Bruttoprofite. Der signifikant negative Interaktionseffekt mit der Höhe der Arbeitslosenrate impliziert einen prozyklischen Einfluß der Kapitalintensität auf die Höhe der Profitrate.

Die in Spalte [3] ausgewiesenen Parameterwerte weisen auf einen signifikanten, jedoch relativ schwach ausgeprägten positiven Einfluß der Wachstumsrate der Branche auf die Profitabilität

hin. Bei einer durchschnittlichen Arbeitslosenrate von 7,03% ist eine Zunahme der Wachstumsrate um 1 %-Punkt mit zusätzlichen Profiten von 0,08% verbunden. Dieser Effekt ist in einer Hochkonjunktur (bei einer Arbeitslosenrate von 3,8%) nur unwesentlich stärker ausgeprägt, hier würden die Profite um 0,47% ansteigen.

In einer Reihe von weiteren Schätzexperimenten wurden verschiedene erklärende Variablen in das empirische Modell aufgenommen um die Stabilität der dargestellten Zusammenhänge zu testen. Tabelle A1 im Appendix zeigt, daß bei Verwendung alternativer Konzentrationsmaße (das um die Bedeutung des Aussenhandels bereinigte 3- bzw. 10-Firmen Konzentrationsmaß sowie der Herfindahlindex) keine wesentlichen Veränderungen gegenüber den in Tabelle 2 präsentierten Resultaten auftreten. Als Maß für die Höhe der Eintrittsbarrieren wird in der empirischen Literatur häufig auch der Anteil der Werbeausgaben am Umsatz einer Branche verwendet. Da diese Angaben jedoch für das produzierende Ernährungsgewerbe in Deutschland nur sehr eingeschränkt zur Verfügung stehen, kann dieser Effekt auch nur unvollständig empirisch abgebildet werden. Unter Verwendung der in Herrmann et al. (1996) ausgewiesenen Werte einiger Branchen für 1994 zeigt sich ein positiver, jedoch nicht auf einem ausreichend hohen Signifikanzniveau von Null verschiedener Einfluß der Werbeintensität. Ähnliches gilt auch für die Zahl der Produktinnovationen in den einzelnen Branchen. Auch hier greifen wir auf die in Herrmann et al. (1996) in Tabelle 1 ausgewiesenen Zahlen zurück, können aber erneut keinen signifikanten Einfluß dieser Variable zur Erklärung der Profitabilitätsunterschiede feststellen. Der insignifikante Effekt der Werbeintensität bzw. des Ausmaßes der Produktdifferenzierung sind jedoch vor dem Hintergrund der äußerst spärlichen Datenlage zu beurteilen, insbesondere mußte die (unplausible) Annahme konstanter Werte der einzelnen Variablen für die gesamte Zeitperiode 1977 bis 1994 getroffen werden.

5. Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag widmet sich der Analyse des Zusammenhangs zwischen der Struktur (gemessen durch die Anbieterkonzentration, die Kapitalintensität sowie die Wachstumsrate) und der Profitabilität von 25 Branchen des produzierenden Ernährungsgewerbes in Deutschland (alte Bundesländer) für die Periode 1977 bis 1994. Die ökonometrische Analyse legt einen signifikanten und positiven Einfluß der Anbieterkonzentration, der Kapitalintensität sowie der Wachstumsrate nahe, wobei der Einfluß dieser Variablen über den Konjunkturzyklus schwankt. Während Betriebe in einer Hochkonjunktur Konzentrationsvorteile leichter in höhere Profite umsetzen können, scheint die Wettbewerbsintensität zwischen den Betrieben in einer Rezession stärker ausgeprägt zu sein, Unterschiede in der Höhe der Konzentration zwischen den Branchen finden kaum in Profitabilitätsunterschieden Ausdruck. Ähnliche zyklische Schwankungen sind auch für den Einfluß der Kapitalintensität sowie der Wachstumsrate der Branchen beobachtbar.

Eine Erweiterung der präsentierten Ergebnisse scheint besonders in drei Bereichen wünschenswert. Zum einen ist auf Grund der mangelhaften Verfügbarkeit adäquater Daten die Charakterisierung der Struktur einzelner Branchen in der gegenwärtigen Analyse lediglich sehr rudimentär möglich. Möglicherweise wichtige, hier aber vernachlässigte Aspekte sind neben dem Grad der Produktdiversifikation auch die Höhe der Eintrittsbarrieren sowie spezifische technische Möglichkeiten, die sich in einer unterschiedlichen Flexibilität der Betriebe ausdrücken können.

Zweitens können die ausgewiesenen Ergebnisse als Basis für weitere empirische Analysen zur Messung der oligopolistischen Wohlfahrtsverluste dienen, wobei die signifikanten Schwankungen der Profite im Konjunkturzyklus eine ebensolche Schwankung der Höhe der Wohlfahrtsverluste implizieren würde. Und schließlich erscheint neben einer detaillierteren Modellierung der Aussenhandelsorientierung der Vergleich der Profitabilitätsschwankungen des deutschen produzierenden Ernährungsgewerbes mit vergleichbaren Branchen im europäischen Ausland von besonderem Interesse. Systematische Unterschiede in der Höhe der

Profite (und damit auch der Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen) wären nicht nur zwischen einzelnen Branchen sondern auch zwischen einzelnen Ländern innerhalb derselben Branche analysierbar. Eine vereinheitlichte Klassifikation der Branchen auf europäischer Ebene sollte diese Form der Analyse wesentlich erleichtern

6. Literatur:

- Aiginger K., (1994), „Explaining differences in profitability across industries“, WIFO Working Paper.
- Aiginger, K., und Weiss, C.R., (1998), Does it Pay to be Flexible? *Review of Industrial Organisation*, **13**, S. 543-556.
- Bain, J.S., (1951), Relation of profit rate to industry concentration: American manufacturing, 1936-40, *Quarterly Journal of Economics*, **65**, S. 293-324.
- Bils, M., (1989), Pricing in a Customer Market, *Quarterly Journal of Economics*, **104**, S. 699-718.
- Breitenacher, M., Täger, U.C., (1996), Ernährungsindustrie, Duncker&Humblot, Reihe Industrie, Heft 48, Herausgegeben vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung.
- Breitenacher, M., Täger, U.C., (1990), Ernährungsindustrie, Duncker&Humblot, Reihe Industrie, Heft46, Herausgegeben vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung.
- Bresnahan, T.F., (1981), Duopoly models with consistent conjectures, *The American Economic Review*, **74**, S. 507-517.
- Comanor, W.S., und Wilson, T.A., (1967), Advertising market structure and performance, *Review of Economics and Statistics*, **49**, S. 423-440.
- Dixit, A.J., und Stiglitz, J.E., (1977), Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *The American Economic Review*, **35**, S. 297-308.
- Domowitz I., Hubbard G., and Petersen B.,C., (1986), „Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins“, *The RAND Journal of Economics*, S. 1-17.
- Esposito, L., Esposito, F., and Ferguson F., (1971), Foreign Competition and domestic industry profitability, *Review of Economics and Statistics*, **53**, S. 343-353.
- Field, M.K., und Pagoulatos, E., (1997), The Cyclical Behaviour of Price Elasticity of Demand, *Southern Economic Journal*, **64**, S. 118-129.

- Fisher, I.N., und Hall, G.R., (1969), Risk and corporate rates of return, *Quarterly Journal of Economics*, **83**, S. 79-92.
- Geroski P., (1988), In pursuit of monopoly power, *Journal of Applied Economics*, **3**, S. 107-23.
- Green, E., und Porter, R., (1984), Non-cooperative Collusion Under Imperfect Price Information, *Econometrica*, **52**, S. 87-100.
- Haskel J., and Martin Ch., (1994), Capacity and competition, Empirical evidence on UK panel data, *Journal of Industrial Economics*, **62**, pp. 23 - 44.
- Hay, D.A., and Morris, D.J., (1991), *Industrial Economics and Organisation: Theory and Evidence*. 2nd Edition, Oxford University Press.
- Herrmann, R., Reinhardt, A., Zahn, C., (1996), Wie beeinflusst die Marktstruktur das Marktergebnis?, *Agrarwirtschaft*, S.186-196.
- Klemperer, P.D., and Meyer, M.A., (1986), Price competition vs. quantity competition: the role of uncertainty, *Rand Journal of Economics*, **17**(4), S. 404-415.
- Kreps, D.M., und Scheinkman, J.A., (1983), Quantity Pre-Commitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes, *Bell Journal of Economics*, **14**(2), S. 326-337.
- Lösch, A., (1938), The nature of economic region, *Southern Economic Journal*, **5**, S. 71-78.
- Lustgarten, S.R., (1975), The impact of buyer concentration in manufacturing industry, *Review of Economics and Statistics*, **57**, S. 125-32.
- Martin, L., Westgren, R., van Duren E., (1991), Agribusiness Competitiveness across National Boundaries, *American Journal of Agricultural Economics*, S. 1456-1464.
- Martin S., (1993), *Advanced Industrial Economics*, Blackwell.
- Martin, S., (1983), Vertical Relationships and industrial performance, *Quarterly Review of Economics and Business*, **23**, S. 6-18.
- Okun, A.M., (1981), *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Washington, D.C., The Brookings Institution, S. 169-78.
- Parker, R., und Connor, J.M., (1979), Estimates of Consumer Loss Due to Monopoly in the U.S. Food-Manufacturing Industries, *American Journal of Agricultural Economics*, S. 626-639.

- Rotemberg, J.J. und Saloner, G. (1986), A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms, *The American Economic Review*, **76**, S. 390-407.
- Schmalensee, R., (1989), Inter-Industry Studies of Structure and Performance, in: Schmalensee, R., and Willig, R.D., (Eds.), *Handbook of Industrial Organisation*, Vol. II, North Holland, pp. 951-1009.
- Spence, M.A., (1976), Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition, *The Review of Economic Studies*, **43**, S. 217-236.
- Stiglitz, J.E., (1984), Price rigidities and market structure, *The American Economic Review*, **74**, S. 350-355.
- Tirole, J., (1988), *The Theory of Industrial Organisation*, MIT Press, Cambridge.
- Weindlmayier, H., (1999), Die Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Ernährungsindustrie: Methodische Ansatzpunkte zur Messung und empirische Ergebnisse, Referat anlässlich der GEWISOLA, Oktober 1999 in Kiel.
- Weiss, L., (1966), Concentration and labour earnings, *The American Economic Review*, **56**, S. 96-117.
- Weiss, L., (1974), The concentration-profits relationship and antitrust, in: Goldschmidt, J., Mann, M.J., und Westin, F., (Hrsg.), *Industrial Concentration: the new learning*, Boston. MA: Little, Brown, S. 184-233.
- Weiss, C., (1999b), Mark-ups, Industry Structure and Business Cycles, erscheint in *Applied Economics Letters*.
- Wendt, H., Höper, U., Schmidt, C., (1997), Zur Situation der Ernährungswirtschaft in Deutschland 1997, *Agrarwirtschaft*, S.371-384.

Appendix 1

Tabelle 1: Die Ergebnisse weiterer Fixed-Effekt-Schätzungen der Profit-Umsatzrelation für 25 Branchen des produzierenden Ernährungsgewerbes Deutschlands 1977-1994.

Unabhängige Variablen	Symbol	(1) Param.(t-Werte)	(2) Param.(t-Werte)	(3) Param.(t-Werte)
(1) <i>Konzentration</i>	<i>CR3(adj.)</i>	0,069 (4,67)		
(2) <i>Konzentration</i>	<i>CR10(adj.)</i>		0,059 (3,26)	
(3) <i>Konzentration</i>	<i>HERF(adj.)</i>			0,014 (2,84)
(4) <i>Kapitaleinsatz</i>	<i>KAP</i>	0,740 (2,88)	0,685 (2,64)	0,780 (3,03)
(5) <i>Wachstumsrate</i>	<i>GR</i>	0,054 (2,19)	0,061 (2,41)	0,060 (2,40)
(6) <i>Arbeitslosenrate</i>	<i>UER</i>	0,076 (0,63)	0,154 (1,23)	0,073 (0,67)
(7) <i>Zeit</i>	<i>T/100</i>	0,099 (4,53)	0,098 (4,45)	0,095 (4,29)
(8) <i>Interaktion (1)(6)</i>	<i>CR3(adj.)*UER</i>	-0,003 (-2,23)		
(9) <i>Interaktion (2)(6)</i>	<i>CR10(adj.)*UER</i>		-0,563 (-3,05)	
(10) <i>Interaktion (3)(6)</i>	<i>HERF(adj.)*UER</i>			-0,184 (-3,81)
(11) <i>Interaktion (4)(6)</i>	<i>KAP*UER</i>	-5,648 (-2,45)	-4,934 (-2,12)	-4,764 (-2,48)
(12) <i>Interaktion (5)(6)</i>	<i>GR*UER</i>	-0,655 (-1,77)	-0,776 (-2,06)	-0,771 (-2,06)
Brancheneffekte		Ja	Ja	Ja
Zeiteffekte		Nein	Nein	Nein
Teststatistiken	LLF	1226,8	1220,9	1222,6
	N	450	450	450
	Hausman Test	0,05	0,06	0,06
	LRT: $\alpha_i = \alpha$ (DF)	202,6 (24)	210,5 (24)	210,6 (24)
	LRT: $\beta = 0$ (DF)	85,6 (8)	73,6 (8)	77,1 (8)

Bemerkungen: LLF symbolisiert der Wert der maximierten Log Likelihood Funktion, N bezeichnet die Zahl der Beobachtungen und DF die Zahl der Freiheitsgrade. Die beiden likelihood ratio tests (LRT) für das Fehlen von unterschiedlichen fixen Brancheneffekten ($\alpha_i = \alpha$) sowie eines fehlenden Erklärungsgehalt des Modells ($\beta = 0$) sind jeweils Chi-quadrat-verteilt.

Appendix 2

Marktstruktur und Profitabilität im Bertrand-Modell (mit heterogenen Produkten)

Die Analyse eines Marktes mit heterogenen Produkten ist mit einer Reihe von Problemen konfrontiert, schon alleine die Abgrenzung des Marktes selbst ist nicht mehr offensichtlich. Diese und weitere Probleme (wie das Verhalten der Firmen in der aktiven Beeinflussung des Grades der Produktdifferenzierung durch Werbung etc.) soll hier jedoch ausser Acht gelassen werden, da wir primär an den Implikationen preissetzenden Verhaltens für die Profitabilität der Firmen interessiert sind. Die folgenden Ausführungen basieren auf dem symmetrischen Oligopolmodell von Curbishley (1976). Aus der Definition der Profite der Firma i

$\pi_i = p_i q_i(p_1, p_2, \dots, p_N) - c_i[q_i(p_1, p_2, \dots, p_N)]$ ergibt sich die Bedingung erster Ordnung:

$\frac{\partial \pi_i}{\partial p_i} = q_i + p_i \frac{\partial q_i}{\partial p_i} - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} \frac{\partial q_i}{\partial p_i} = 0$, wobei hier die Preise auf Grund der Heterogenität der

Produkte zwischen den Firmen differieren. Die nachgefragte Menge der Firma i ist dementsprechend nicht nur vom Preis dieses Gutes sondern auch vom Preis aller anderen

Produkte abhängig wobei $\frac{dq_i}{dp_i} = \frac{\partial q_i}{\partial p_i} + \sum_{j \neq i}^N \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{\partial p_j}{\partial p_i}$. Die Reaktion der nachgefragten Menge

der Firma i ist einerseits von den „Eigenpreisreagibilität“ ($\frac{\partial q_i}{\partial p_i}$) der Nachfrageabhängig als

auch direkt von den Kreuzpreiseffekten ($\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$) sowie der Preisreaktion der Konkurrenten auf

die eigene Preisgestaltung ($\frac{\partial p_j}{\partial p_i}$) abhängig. Der letztgenannte Term entspricht wieder dem

Parameter der konjekturalen Variation, er wird im folgenden mit j_{ij} bezeichnet. Nach

einsetzen in die Bedingung erster Ordnung läßt sich diese wie folgt umformen:

$q_i + (p_i - c_i') \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_i} + \sum_{j \neq i}^N \frac{\partial q_i}{\partial p_j} j_{ij} \right) = 0$. Zur Vereinfachung sei ferner angenommen, daß $\frac{\partial q_i}{\partial p_j}$

für alle j identisch sei (d.h. daß ein bestimmtes Produkt i von der Änderung aller j Preise gleich

stark beeinflußt wird) und daß $j_{ij} = j_i$ (d.h. daß die erwartete Preisreaktion der Konkurrenten

für alle Produkte gleich ist) so läßt sich nach einigen Umformungen die Preis-Grenzkosten-

Relation der Firma i wie folgt errechnen: $\frac{p_i - c_i'}{p_i} = - \left[\frac{\partial q_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{q_i} + j_i (N-1) \frac{\partial q_i}{\partial p_j} \frac{p_i}{q_i} \right]^{-1}$. Der

Zusammenhang zwischen der Zahl der Firmen in der Branche und der Preis-Grenzkostenrelation ist dabei vom Parameter der konjekturalen Variation, der

„Eigenpreisreagibilität“ der Nachfrage sowie vom Grad der Substituierbarkeit der Produkte

abhängig. Während unter der Cournot-Annahme ($j_i = 0$) kein Zusammenhang existiert, und die Preis-Grenzkosten-Relation mit steigender Firmenzahl unter der (relativ aggressiven)

Annahme von Greenhut und Ohta ($j_i = -1$) abnimmt, beobachten wir den gegenteiligen Effekt in einem Modell das von einem Parameter der konjekturalen Variation $j_i = 1$ (wie

beispielsweise in Lösch, 1938) ausgeht. Im Allgemeinen ist auch hier zu schließen, daß die Angebotsstruktur der Märkte das Marktergebnis beeinflußt.

Profitabilität im symmetrischen Modell monopolistischer Konkurrenz.

In Analogie zu Dixit und Stiglitz (1977) und Spence (1976) unterstellen wir eine Volkswirtschaft mit zwei Sektoren, einen Sektor mit einer Gruppe von differenzierten Produkten sowie einen Sektor, in dem sämtliche anderen produzierten Güter als Aggregat zusammengefaßt werden. Die genannten Autoren unterstellen ferner eine sehr spezifische

Nutzenfunktion für einen repräsentativen Konsumenten: $U = U[q_0, (\sum_{i=1}^m q_i^r)^{1/r}]$. Diese Nutzenfunktion enthält als Argumente die nachgefragte Menge des im ersten Sektor produzierten Gutes q_0 sowie eine "Unter-Nutzenfunktion", die den Konsum aller übrigen Produkte q_i des zweiten Sektors der Volkswirtschaft enthält. Für die Unter-Nutzenfunktion dieser differenzierten Produkte sei eine konstante Substitutionselastizität (CES-Form) unterstellt, Konkavität der Nutzenfunktion erfordert die Bedingung $r \leq 1$. Die Unter-nutzenfunktion ist ferner symmetrisch im Bezug auf jedes Gut i . Der Preis des differenzierten Produktes sei p_i . Der repräsentative Konsument maximiert die Nutzenfunktion unter der Budgetbeschränkung $q_0 + \sum_{i=1}^m p_i q_i \leq Y$ wobei Y das exogen gegeben Einkommen des Individuums darstellt.

Die Zahl der potentiellen Produzenten der Güter sei unendlich. Jeder Produzent produziert ein bestimmtes Gut, der Index i symbolisiert daher auch die Produzenten. Bei der Produktion eines differenzierten Gutes entstehen fixe Kosten f sowie variable Kosten c . Die Existenz von fixen Kosten impliziert, daß nur eine bestimmte Menge an Produkten produziert wird. Die Produzenten treffen die Entscheidung in den Markt einzutreten und ein Gut anzubieten bzw. kein Gut anzubieten, sie treffen keine Entscheidung über den Grad der Differenzierung ihres Gutes. In dieser Hinsicht unterscheidet sich dieses einfache Modell von den „Standort“-modellen der Produktdiversifikation. Nach der Maximierung der Nutzenfunktion unter Berücksichtigung der Budgetbeschränkung läßt sich die Nachfragefunktion für Gut i durch folgende Gleichung approximieren (vgl. Tirole, 1988, S. 299): $q_i = k p_i^{-1/(1-r)}$ mit $k > 0$. Die

Preiselastizität der Nachfrage e ist $e = - \frac{q_i}{p_i} \frac{p_i}{q_i} = \frac{1}{1-r}$, bei $r = 1$ liegt perfekte

Substituierbarkeit zwischen den Produkten vor und die Preiselastizität beträgt ∞ . Der Produzent, wenn er sich für den Eintritt in den Markt entscheidet, wählt jenen Preis, der die Profitfunktion $\pi_i = (p_i - c)q_i - f$ maximiert. Aus der Bedingung erster Ordnung läßt sich

leicht ableiten, daß $p_i (1 - \frac{1}{e}) = c$ und daraus $\frac{p_i - c}{p_i} = \frac{1}{e}$.