

**Determinanten und Zyklus der Profite
im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschlands**

Referat

von

Christoph Weiss

Institut für Ernährungswirtschaft
Christian-Albrechts-Universität zu Kiel
Olshausenstr. 40, 24098 Kiel
Tel.: (0431) 880 4426; Fax.: (0431) 880 7308

Vierzigste Jahrestagung der Gesellschaft
für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues
vom 4. bis 6. Oktober 1999 in Kiel

Tagungsthema:

Wettbewerbsfähigkeit und Unternehmertum
in der Land- und Ernährungswirtschaft

Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschlands

von

Christoph R. Weiss¹

1 Einleitung

Die Fähigkeit eines Unternehmens Profite zu realisieren wird vielfach als zentrales Charakteristikum seiner "Wettbewerbsfähigkeit" angesehen (MARTIN, et al., 1991). 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 in der deutschen Ernährungsindustrie 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 des Schätzansatzes und der Daten in Abschnitt 3 widmen wir uns in Abschnitt 4 der empirischen Analyse von 25 Industriebranchen der deutschen Ernährungsindustrie für die Periode 1976 bis 1994. Die Ergebnisse werden in Abschnitt 5 zusammengefaßt.

¹ Prof.Dr. Christoph R. Weiss, Institut für Ernährungswirtschaft und -politik, Universität Kiel, Olshausenstr. 40, D-24098 Kiel.

2 Determinanten der Profite

2.1 Anbieterkonzentration und das Niveau der Profite

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. 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:

$\pi_i = p(Q)q_i - c_i(q_i) - F_i$ wobei π_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: $\frac{\partial \pi_i}{\partial q_i} = p + q_i \frac{\partial p}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial q_i} - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$ und $\frac{\partial^2 \pi_i}{\partial q_i^2} < 0$. Die

Änderung der Gesamtproduktion der Branche bei einer Variation der Produktionsmenge der Firma i ($\frac{\partial Q}{\partial q_i}$) läßt sich umformen in: $\frac{\partial Q}{\partial q_i} = \frac{\partial q_i}{\partial q_i} + \frac{\partial Q_j}{\partial q_i} = 1 + \phi_i$ 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 ϕ_i abgebildet. Für die Bertrand- bzw. Cournotannahme sowie die Annahme kollusiven Verhaltens aller Anbieter gilt $\phi_i = -1$, $\phi_i = 0$, sowie $\phi_i = 1$. Durch einfache Umformung der Bedingung erster Ordnung

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

$\varepsilon = \frac{\partial Q}{\partial p} \frac{p}{Q}$ 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 :

$$\frac{\sum_{i=1}^N pq_i - \sum_{i=1}^N c_i' q_i}{pQ} = \frac{\sum_{i=1}^N [s_i^2 (1 + \phi_i)]}{\varepsilon}$$
. Unter der Annahme identischer Firmen ($c_i' = c'$) läßt sich

diese Gleichung umformen zu: $\frac{pQ - c'Q}{pQ} = PCM = \frac{H}{\varepsilon} (1 + \phi)$, 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 ϕ) und steigender Preiselastizität der Nachfrage sinkt die Preis-Grenzkosten-Relation (PCM). 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.

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), SCHMALENSEE (1989), HAY und MORRIS (1991) und AIGINGER (1994).

Neben der Anbieterkonzentration kennt die breite theoretische und empirische Literatur zur Analyse der Determinanten der Profitabilität eine Reihe von weiteren erklärenden Faktoren, die hier aus Platzgründen nicht näher diskutiert werden können.²

2.2 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. Argumente, die eine Schwankung der Elastizität im Zeitablauf nahelegen, werden in WEISS (1999a) ausführlicher diskutiert. Wir wollen das Hauptaugenmerk hier primär auf Oligopolmodelle legen, die auf das sich im Konjunkturzyklus ändernde Verhalten der Unternehmen abstellen. Wie zuvor gezeigt, 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 ϕ) determiniert. Während die Cournot-Annahme von einem passiven Verhalten der Konkurrenten ausgeht (diese reagieren nicht auf die Handlungen der Firma i , $\phi = 0$), wird bei der Bertrand-Annahme ein wesentlich aggressiveres Verhalten unterstellt, bei dem die Handlungen der Firma i durch das Verhalten der Konkurrenten kompensiert wird $\phi = -1$. 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 ϕ_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 ϕ_i als exogen gegeben unterstellt bzw. beliebige Werte für ϕ_i zugelassen. Wie BRESHNAHAN (1981) gezeigt hat, sind jedoch nicht alle möglichen Parameterwerte für ϕ_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

$p + q_i \frac{\partial p}{\partial Q} (1 + \phi_i) - \frac{\partial c_i}{\partial q_i} = 0$ nach Q_j ab und erhalten daraus nach Umformungen:

$$\phi_j = \frac{\partial q_i}{\partial Q_j} = \frac{-\partial p / \partial Q}{(2 + \phi_i) \partial p / \partial Q - \partial^2 c_i / \partial q_i^2}.$$

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 $\phi_i = \phi_j$. Nach einigen Umformungen errechnet

² Eine ausführliche Darstellung ist in WEISS (1999a) zu finden.

sich dann der mit konsistenten konjekturalen Variationen vereinbare Parameter ϕ_i als $\phi_i = -1 + \{\sqrt{[(c_i'')^2/4 + c_i''] + c_i''/2}\}$.³ Bei einer Steigung von $c_i'' = 0$ (also bei konstanten Grenzkosten und damit bei freien Kapazitäten) entspricht $\phi_i = -1$ 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 $\phi_i = 0$, was der Cournot-Annahme und damit positiven Profiten der Firmen entspricht.

Bei einer pro-zyklischen 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. 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:

$PCM = \frac{pQ - c'Q}{pQ} = \frac{1}{\varepsilon} H(1 + \phi)$. 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: $Q = L^\alpha K^{1-\alpha}$. 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:

$c' = \frac{1}{\alpha Q} (wN + mM)$, 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:

$$\text{Gleichung [1]: } PCM = \frac{pQ - wN - mM}{pQ} = \delta_0 + \delta_1 H + v,$$

wobei $\delta_0 = 1 - \alpha$, $\delta_1 = \frac{\alpha(1 + \phi)}{\varepsilon}$ und v das Residuum der Schätzgleichung symbolisiert.

³ Im allgemeineren Fall erhalten wir unter Verwendung konsistenter Parameter $\phi_i = \phi_j$ die folgende quadratische Gleichung $\phi_i^2 + \phi_i(2 - c_i''/\frac{\partial p}{\partial Q}) + 1 = 0$. Die Lösung dieser Gleichung ergibt:

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

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

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

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

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

$$\text{Gleichung [2]: } PCM = \delta_0 + \delta_1 H + \delta_2 H UER + v,$$

wobei $\delta_0 = 1 - \alpha$, $\delta_1 = \frac{\alpha \gamma \mu}{\varepsilon}$ und $\delta_2 = \frac{\alpha \gamma \omega}{\varepsilon}$. Dem theoretischen Modell folgend würden wir erwarten, daß $\delta_1 > 0$ und $\delta_2 < 0$ gilt.

Um auch einige der in WEISS (1999a) angesprochenen zusätzlichen Einflußfaktoren auf die Preis-Grenzkosten-Relation abbilden zu können, wird dieser Ansatz schließlich zu den folgenden beiden Schätzmodellen erweitert:

$$\text{Gleichung [3]: } PCM = \delta_0 + \delta_1 H + \delta_2 H UER + \delta_3 KAP + \delta_4 GR + \delta_5 UER + \delta_6 T + v,$$

bzw. unter Berücksichtigung weiterer Interaktionseffekte

$$\text{Gleichung [4]: } \begin{aligned} PCM = & \delta_0 + \delta_1 H + \delta_2 H UER + \delta_3 KAP + \delta_4 GR + \delta_5 UER + \delta_6 T \\ & + \delta_7 KAP UER + \delta_8 GR UER + v \end{aligned}$$

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 (Talgschmelzen, 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 WEISS (1999a) zu finden.⁵

4. Empirische Ergebnisse

Tabelle 1 weist die Ergebnisse der vier Spezifikationen der Random- und Fixed-Effekt-Schätzung aus.

Drei verschiedene Spezifikationen werden in Tabelle 1 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.

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

Tabelle 1: Die Ergebnisse der Fixed- und Random-Effekt-Schätzung der Profit-Umsatz-Relation 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>	δ_0	0,016	(2,75)				
<i>CR6(adj.)</i>	δ_1	0,018	(1,87)	0,029	(2,18)	0,076	(3,81)
<i>CR6(adj.)*UER</i>	δ_2					-0,638	(-3,02)
<i>KAP</i>	δ_3	1,079	(9,57)	0,379	(1,96)	0,663	(2,56)
<i>GR</i>	δ_4	0,017	(2,12)	0,009	(1,23)	0,059	(2,35)
<i>UER</i>	δ_5			-0,277	(-5,08)	0,127	(1,05)
<i>T/100</i>	δ_6			0,946	(4,23)	0,103	(4,65)
<i>KAP*UER</i>	δ_7					-4,776	(-2,06)
<i>GR*UER</i>	δ_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		450	
	Hausman Test	32,38		0,01		0,06	
	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.

In den Spalten [2] und [3], in denen die zyklische Fluktuation der Profite 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 pro-zyklische Schwankungen der Profite 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 pro-zyklisch schwankende Profitrate. Eine Zunahme der Arbeitslosenrate um 1 %-Punkt reduziert die Profitrate um 4,54 Prozent. Diese pro-zyklischen 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 Profitzuwachs von 8,07%. In einer Rezession hingegen (bei einer maximalen Arbeitslosenrate in dem betrachteten Zeitintervall von 9,3%) können hoch-konzentrierte 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 Profite 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 Kapitalintensität lediglich zu einer unterproportionalen Steigerung der Bruttoprofite. Der signifikant negative Interaktionseffekt mit der Höhe der Arbeitslosenrate impliziert einen pro-zyklischen Einfluß der Kapitalintensität auf die Höhe der Profite.

Die in Spalte [3] ausgewiesenen Parameterwerte deuten 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.

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 Charakteristika der Produktionstechnologie, die sich beispielsweise in einer unterschiedlichen Flexibilität der Betriebe ausdrücken können (vgl. AIGINIGER, WEISS, 1998).

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 möglich. Eine vereinheitlichte Klassifikation der Branchen auf europäischer Ebene sollte diese Form der Analyse in Zukunft wesentlich erleichtern.

6. Literatur:

- AIGINGER K. (1994): Explaining differences in profitability across industries. WIFO Working Paper.
- AIGINGER, K.; 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.
- BREITENACHER, M.; TÄGER, U.C. (1997): Ernährungswirtschaft. Duncker&Humblot, Reihe Industrie, Herausgegeben vom Ifo-Institut für Wirtschaftsforschung.
- BRESNAHAN, T.F. (1981): Duopoly models with consistent conjectures. *The American Economic Review*, 74, S. 507-517.
- DOMOWITZ I.; HUBBARD G.; PETERSEN B.,C. (1986): Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins. *The RAND Journal of Economics*, S. 1-17.
- HASKEL J.; MARTIN Ch. (1994): Capacity and competition, Empirical evidence on UK panel data. *Journal of Industrial Economics*, 62, S. 23 - 44.
- HAY, D.A.; 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.
- KREPS, D.M.; SCHEINKMAN, J.A. (1983): Quantity Pre-Commitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes. *Bell Journal of Economics*, 14(2), S. 326-337.
- MARTIN, L.; WESTGREN, R.; van DUREN E. (1991): Agribusiness Competitiveness across National Boundaries. *American Journal of Agricultural Economics*, S. 1456-1464.
- PARKER, R.; 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.
- 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, S. 951-1009.
- 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.R. (1999a): Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschlands, EWP-Working Paper Nr. 9904, Universität Kiel.
- WEISS, C.R. (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.