

Die Zyklik der Profite
in der Ernährungswirtschaft:
Ein internationaler Vergleich.

Julia Koerner und
Christoph R. Weiss

Working Paper EWP 0101

Department of Food Economics
and Consumption Studies
University of Kiel
January 2001

The FE-Working Papers are edited by the Department of Food Economics and Consumption Studies at the University of Kiel. The responsibility for the content lies solely with the author(s). Comments and critique are highly appreciated.

Address:

Department of Food Economics and Consumption Studies, University of Kiel, Olshausenstr. 40, D-24118 Kiel, Germany.
Phone: +49/431 880 4425, Fax.: +49/431 880 7308,
e-mail: rstaehler@food-econ.uni-kiel.de
<http://www.uni-kiel.de/foodecon/ern-wirt.htm>

Die Zyklik der Profite in der Ernährungswirtschaft: Ein internationaler Vergleich

Julia KÖRNER und Christoph WEISS¹

Zusammenfassung:

Im Rahmen des Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatz analysiert der vorliegende Aufsatz die Determinanten und die Zyklik der Profite verschiedener Branchen der Ernährungswirtschaft in Deutschland, den USA sowie den Niederlanden. Aus der Schwankung der Profite im Zeitablauf lassen sich, bei gegebener Marktstruktur, Hinweise auf die Intensität des Wettbewerbs und damit das Verhalten der Unternehmen gewinnen. Die Ergebnisse der ökonometrischen Panelanalyse zeigen ausgeprägte prozyklische Schwankungen der Profite in Deutschland in hochkonzentrierten Branchen, während das Ausmaß der Schwankungen in Branchen mit niedriger Konzentration in Deutschland sowie in sämtlichen Branchen der USA gering ist. Die Beobachtungen für Deutschland deuten auf eine Zunahme der Wettbewerbsintensität in einer Rezession hin. Die Schätzung ökonometrischer Modelle für die Niederlande führt zu unbefriedigenden Ergebnissen.

Schlüsselwörter:

Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatz; LERNER-Index; Ernährungswirtschaft; Panelanalyse; Deutschland, Niederlande, USA.

Abstract:

Based upon the structure-conduct-performance-approach the present paper analyses determinants of price-cost-margins over the business cycle for food industries in Germany, the USA as well as the Netherlands. Controlling for market structure variables, cyclical fluctuations in profitability are interpreted as evidence for changes in firm behaviour. The econometric panel data models reveal pro-cyclic fluctuations of profits in highly concentrated industries in Germany. In contrast, profitability in competitive industries in Germany as well as in all US-food industries are found to be more stable over the business cycle. This observation is explicable in terms of a more aggressive behaviour of firms in boom periods. The econometric model does not adequately explain industry differences in profitability in the Netherlands.

Key words:

structure-conduct-performance-approach; LERNER-index; food industries; panel data; Germany, Netherlands, USA.

¹ Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Ohlshausenstraße 40, 24098 Kiel, jkoerner@food-econ.uni-kiel.de. Die Autoren danken Marcel LEVER und Jonathan HASKEL für die Bereitstellung und Aufarbeitung der Daten und den Tagungsteilnehmern der Gemeinschaftstagung GEWISOLA - SFER sowie den Teilnehmern des internen Forschungsseminars des Instituts für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre für kritische Anmerkungen und hilfreiche Kommentare.

Die Zyklik der Profite in der Ernährungswirtschaft: Ein internationaler Vergleich.

1 Einleitung

Der Quantifizierung von Unterschieden in der Profitabilität zwischen hoch und niedrig konzentrierten Branchen im Konjunkturzyklus wird in der industrieökonomischen Literatur erhebliche Aufmerksamkeit entgegengebracht. Dieses Interesse rufen einerseits Fortschritte in der spieltheoretischen Literatur hervor, deren (z.T. widersprüchliche) Thesen über die Fluktuation der Preise und Kosten in nicht-kompetitiven Branchen im Konjunkturzyklus einer kritischen empirischen Überprüfung bedürfen. Andererseits widmet sich auch die Makroökonomie zunehmend der Bedeutung von unvollständigem Wettbewerb auf den Gütermärkten und versucht damit, Erkenntnisse der Industrieökonomie in ihre Modelle zu integrieren. Und schließlich vermittelt die Veränderung des Mark-Up wesentliche Hinweise über die Funktionsweise von Märkten und das Verhalten von Unternehmen und erlaubt damit eine detaillierte Beurteilung der Notwendigkeit sowie der Wirkung wettbewerbspolitischer Eingriffe.

Die empirische Literatur zur Analyse zyklischer Schwankungen der Profite hat sich seit Mitte der 80er Jahre sehr dynamisch entwickelt. Unter Verwendung der Arbeitslosenrate als Konjunktur-Indikator finden DOMOWITZ ET AL. (1986) pro-zyklische Schwankungen der Preis-Grenzkosten-Relation besonders in konzentrierten Branchen der USA. Ähnliche Resultate werden in NEUMANN, BÖBEL und HAID (1983) für Deutschland, HASKEL ET AL (1995) für Großbritannien, BECCARELLO (1996) für die G7-Nationen, OLIVEIRA MARTINS und SCARPETTA (1999) sowie GHOSAL (2000) für die USA ausgewiesen. Im Gegensatz dazu zeigen die Arbeiten von ROTEMBERG und SALONER (1986), BILS (1987) sowie ROTEMBERG und WOODFORD (1991) für die USA ein antizyklisches Muster der Profite im Konjunkturzyklus.

Die vorliegende Studie unterscheidet sich von den zuvor genannten Arbeiten in zweierlei Hinsicht. (a) Um einen direkten Vergleich der Ergebnisse für einzelne Länder zu erleichtern, werden möglichst identische ökonometrische Modelle für verschiedene Volkswirtschaften geschätzt. (b) Im Gegensatz zur zuvor genannten Literatur konzentriert sich die vorliegende Analyse auf die spezifische Situation der Ernährungswirtschaft.

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt gegliedert: Abschnitt 2 widmet sich einer Diskussion der relevanten theoretischen Argumente sowie einem Überblick über die vorhandene empirische Literatur. In Abschnitt 3 werden die Daten und der Schätzansatz vorgestellt und in Abschnitt 4 die Ergebnisse präsentiert. Der abschließende Abschnitt 5 fasst die wichtigsten Beobachtungen zusammen.

2 Theoretische Argumente und Literaturüberblick

Die industrieökonomische Literatur führt im Rahmen des „Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatzes“ („structure-conduct-performance-approach“) Profitabilitätsunterschiede zwischen einzelnen Branchen (Ergebnis) auf das Verhalten der Firmen zurück, welches wiederum durch die Struktur der Branchen determiniert wird. In einer Vielzahl von Arbeiten findet das Verhalten der Unternehmen jedoch keine explizite Beachtung. Diese Vorstellung bildet die Realität aber nur ungenügend ab. In der Tat können bei derselben Marktstruktur zwei unterschiedliche Verhaltensweisen zu von einander abweichenden Ergebnissen führen. Die vorliegende Arbeit macht sich diese Tatsache zu Nutze, indem beobachtbare Unterschiede in der Profitabilität zwischen Branchen bzw. zwischen verschiedenen Zeitpunkten bei identischer Marktstruktur auf ein unterschiedliches Verhalten der Marktteilnehmer zurückgeführt werden. Hinweise auf die Intensität des Wettbewerbs lassen sich somit (zumindest indirekt) aus der Schwankung der Profite im Zeitablauf gewinnen.

Um dies zu verdeutlichen, wird im Rahmen eines statischen Oligopol-Modells mit einer gegebenen Zahl von N identischen Firmen die Preis-Grenzkosten-Relation (bzw. der „LERNER-Index“) als Maß der Profitabilität errechnet:²

$$(1) \quad \frac{p - c'}{p} \equiv PCM = \frac{H}{e} (1 + \mathbf{f}),$$

wobei p den Marktpreis, c' die Grenzkosten, $H = \sum_{i=1}^N s_i^2 = \frac{1}{N}$ den HERFINDAHL-Index der Anbieterkonzentration sowie e die Preiselastizität der Nachfrage symbolisieren. Der Parameter der konjekturalen Variation ϕ bildet die Reaktion der Konkurrenten auf die eigene Produktionsentscheidung und damit die Intensität des Wettbewerbs ab. Aus diesem Modellansatz folgt, dass das Marktergebnis primär von drei Faktoren bestimmt wird:

- 1.) **Marktstruktur:** Mit zunehmender Zahl der Firmen (N) bzw. einem sinkenden HERFINDAHL-Index (H) der Anbieterkonzentration nimmt die Profitabilität der Unternehmen in der betrachteten Branche ab.
- 2.) **Wettbewerbsverhalten:** Je aggressiver der Wettbewerb zwischen den Unternehmen einer Branche sein wird (ausgedrückt durch einen niedrigeren Parameter ϕ), umso geringer wird die Profitabilität der Unternehmen sein.
- 3.) **Preiselastizität der Nachfrage:** Je höher der Wert der Preiselastizität der Nachfrage ist, desto schwerer fällt es den Unternehmen einer Branche, bei gegebener Wettbewerbsintensität Profite zu realisieren. Die Profitabilität der Unternehmen sinkt mit steigender Preiselastizität der Nachfrage.

² Auf die dabei getroffenen Annahmen, die Herleitung dieser Gleichung gemäß COWLING und WATERSON (1976) sowie alternative Modellansätze wird in WEISS (1999) näher eingegangen.

Aus wettbewerbspolitischer Sicht interessiert besonders die Bestimmung des Einflusses der Marktstruktur sowie des Wettbewerbsverhaltens. Während die Abbildung der Marktstruktur durch eine Reihe von Proxyvariablen möglich ist, gestaltet sich die Quantifizierung des Marktverhaltens ungleich schwieriger. Aus der Gleichung (1) folgt, dass die Profite im Zeitablauf schwanken, wenn entweder die Marktstruktur, das Wettbewerbsverhalten oder die Preiselastizität der Nachfrage variieren. Die Veränderung der Marktstruktur kann an Hand von Proxyvariablen wie Konzentrationsgrad und Höhe der Markteintrittsbarrieren abgeschätzt werden. Eine darüber hinausgehende Schwankung der Profite muss dann modellgemäß auf eine Änderung des Wettbewerbsverhaltens oder der Preiselastizität der Nachfrage zurückgeführt werden. Für zyklische Schwankungen der Elastizität sowie der Wettbewerbsintensität sprechen verschiedene Argumente.

STIGLITZ (1984) führt zyklische Schwankungen in der Preiselastizität auf das Konsumverhalten der Individuen zurück. 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 reduzierten Nachfrage führen, weshalb die Preiselastizität der Nachfrage abnimmt (prozyklische Schwankungen der Preiselastizität). BAKER und WOODWARD (1998) schildern einen ähnlichen Ansatz, indem sie die Budgetrestriktion der einzelnen Nachfrager in Abhängigkeit vom Konjunkturverlauf sehen. Einige Konsumenten scheiden in einer Rezession aus einem Markt aus, weil ihr Einkommen durch den Abschwung sinkt und ihre Liquiditätsbeschränkung bei unverändertem Konsumbündel verletzt wird. Andere Konsumenten hingegen, die in dieser Situation im Markt bleiben, zeigen eine stärker unelastische Nachfrage nach dem Gut in dem betreffenden Markt.³

Prozyklische Schwankungen der Preiselastizität lassen sich ferner durch das unterschiedliche Käuferverhalten von neuen und wiederholten Käufern ableiten (OKUN, 1981, und BILS, 1989). Geht man von einer geringeren Preiselastizität bei wiederholten Käufen verglichen mit neuen Käufern aus (die beispielsweise durch Gewöhnungseffekte etc. bedingt sein kann), so wird ein positiver Nachfrageschock zu einer Erhöhung der Zahl der „Erstkäufer“ und damit zu einer Zunahme der Preiselastizität der Produkte führen. Auch aus einer steigenden Anzahl von Konsumenten in einem Markt kann nach WARNER und BARSKY (1995) eine zunehmende Preiselastizität der Nachfrage in dem Markt resultieren.⁴ Die empirische Analyse von 38 Industriebranchen der Nahrungsmittelin-

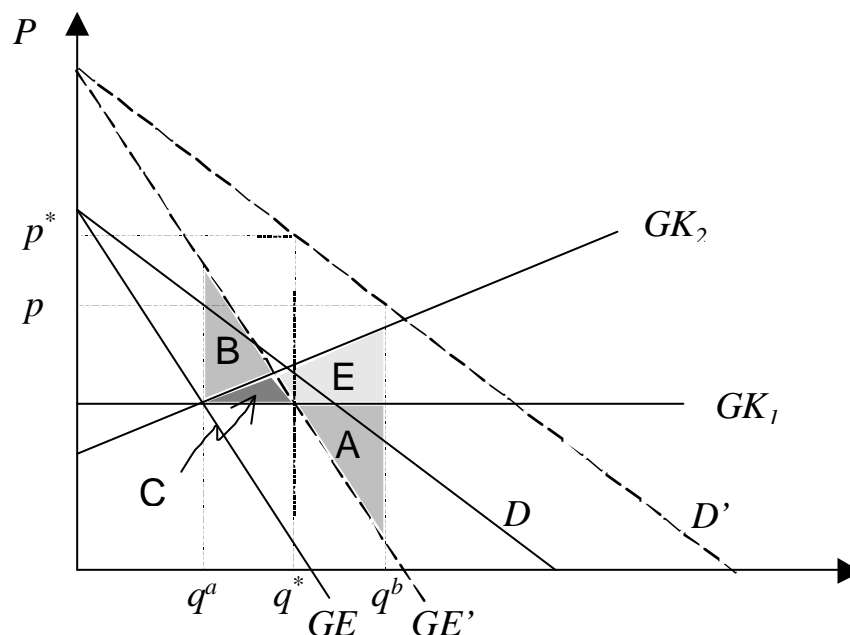
³ Diese unelastische Nachfrage kann im Sinne von „Konsumentenloyalität“ von den Unternehmen im Vorfeld bewusst herbeigeführt werden bspw. durch Werbung (vgl. STIGLITZ, 1984, und BILS, 1989, sowie WARNER und BARSKY, 1995).

⁴ Im Gegensatz dazu hat bereits nahezu ein halbes Jahrhundert zuvor HARROD (1936) die Vermutung einer kontrazyklisch schwankenden Preiselastizität der Nachfrage geäußert: „There is some reason to suppose that as income rises, the elasticity of demand becomes less“ (S. 86). „Quest for the cheapest market is a discommodity and one which

dustrie (auf 4-Steller-Ebene) in den Vereinigten Staaten zwischen 1972 und 1987 durch FIELD und PAGOULATOS (1997) lassen zumindest für diese Branchen auf eine geringfügig prozyklische Schwankung der Preiselastizität der Nachfrage schließen.

Überzeugender als die Variation der Preiselastizität der Nachfrage sind jedoch Argumente, die auf ein sich im Konjunkturzyklus änderndes Verhalten der Unternehmen abstellen. Dieses wird in der zuvor dargestellten Gleichung durch den Parameter der konjekturalen Variation (ϕ) abgebildet. Eine aggressive preissetzende Haltung (Bertrand-Verhalten) entspricht einem Parameterwert $\phi = -1$, während das weniger aggressive mengensetzende Cournot-Verhalten durch einen Parameterwert von $\phi = 0$ darstellbar ist. Welches Verhalten die Unternehmen nun tatsächlich wählen, hängt von den herrschenden Kapazitätsbeschränkungen ab (KREPS und SCHEINKMAN, 1983). So erscheint ein Bertrand-Verhalten, bei dem die Firmen durch Preissenkungen die Nachfrage auf sich zu ziehen suchen, nur bei freien Produktionskapazitäten sinnvoll. Sind hingegen die Kapazitäten ausgelastet, so wird die Firma das weniger aggressive Cournot-Verhalten vorziehen. Diesen Zusammenhang zeigt die Abbildung 1 (vgl. KLEMPERER und MEYER, 1986).

Abbildung 1 Preis- vs. Mengenwettbewerb bei Nachfrageunsicherheit im heterogenen Duopol



In Anlehnung an: KLEMPERER und MEYER, 1986.

KLEMPERER und MEYER betrachten ein Duopol, in dem sich die Duopolisten einer unsicheren Nachfrage nach ihren differenzierten Produkten gegenüber sehen. Die Nachfrage nach dem Produkt eines Anbieters sei durch eine lineare Nachfragekurve $p = a - bq + u$ gegeben, wobei u eine Zufallsvariable mit $u \sim (0, \sigma_u^2)$ sei. Bei $u = 0$ sei die relevante Nachfragekurve D . Bei Grenzkosten des Unternehmens von GK_1 folgt daraus eine optimale Menge q^a und ein optimaler Preis p . Wählt das Unternehmen den Preis als Entscheidungsvariable und überlässt die Anpassung der Menge dem Markt (den Nachfrageschwankungen), so wird bei einer unerwarteten Erhöhung der Nachfrage auf D' und einem Preis p eine Menge von q^b am Markt verkauft werden. Gegenüber der optimalen Preis-Mengen-Entscheidung bei D' (nämlich q^* und p^*) ergibt sich damit ein Verlust in Höhe der gekennzeichneten Fläche **A**. Würde sich das Unternehmen im Gegensatz dazu zu einer Fixierung der Menge entschließen und dem Markt damit die Anpassung der Preise überlassen, so würde diese Strategie bei einer Menge von q^a Verluste in Höhe von **B** + **C** gegenüber der optimalen Preis-Mengen-Entscheidung (q^* und p^*) implizieren. Bei einer horizontalen Grenzkostenkurve (GK_1) gilt **A** = **B** + **C**, das Unternehmen wäre damit indifferent zwischen der Mengen- und der Preisstrategie. Wenn hingegen die Grenzkostenkurve nicht horizontal verläuft, sondern ansteigt (wie in GK_2 dargestellt), so gewinnt nun die Fixierung der Menge gegenüber der Fixierung der Preise an relativer Vorteilhaftigkeit. Die Kosten der Preisfixierung bei einer unerwarteten Nachfragesteigerung nehmen um die Fläche **E** zu, während die Kosten der Mengenfixierung um die Fläche **C** abnehmen. Aus Diagramm 1 ist ersichtlich, dass **A** + **E** > **B** gilt.⁵ Wenn wir unterstellen, dass in einer Hochkonjunktur die Produktionskapazitäten der Unternehmen stärker ausgelastet sind und damit die weitere Produktionsausdehnung mit einem stärkeren Anstieg der Kosten verbunden ist als in einer Rezession, so wäre zu erwarten, dass die Unternehmen in der Hochkonjunktur tendenziell als Mengen-, in einer Rezession aber eher als Preisfixierer agieren. Aus der geringeren (höheren) Wettbewerbsintensität in der Hochkonjunktur (Rezession) würden prozyklische Schwankungen der Preis-Grenzkosten-Relation resultieren.

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 beobachten die Unternehmen den Rückgang der Nachfrage nach eigenen Produkten, 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. Kollusives Verhalten ist demnach in einer Rezession weniger wahrscheinlich, die Aggressivität des Wettbewerbs steigt in der Rezession.

⁵ KLEMPERER und MEYER zeigen allgemein, dass die Entscheidung der Unternehmen zwischen einer Preis- und einer Mengenstrategie von der Steigung der Grenzkostenkurve, der Form bzw. dem Ausmaß der Nachfrageschocks sowie der Krümmung der Nachfragefunktion abhängt.

ROTEMBERG und SALONER (1986) sowie ROTEMBERG und WOODFORD (1991, 1992) argumentieren im Gegensatz dazu, dass die Zusatzgewinne der Firma durch den Bruch der Absprache in einer Hochkonjunktur höher sind als in einer Rezession, da in dieser Periode ein besonders großer Markt bedient werden kann. Wenn kollusive Absprachen in der Hochkonjunktur schwieriger einzuhalten sind, würde die Aggressivität des Wettbewerbs in der Hochkonjunktur größer sein als in einer Rezession.⁶

Die empirische Literatur zu den verschiedenen Determinanten der Profitabilitätsunterschiede zwischen den einzelnen Branchen der gesamten Volkswirtschaft seit BAIN (1951) ist viel zu umfangreich, um eine systematische Darstellung in diesem Rahmen zu erlauben. Einen ausführlichen Überblick bieten die Arbeiten von WEISS, (1974), GEROSKI (1988), Schmalensee (1989), HAY und MORRIS (1991), MARTIN (1993) und AIGINGER (1994). Für die Ernährungswirtschaft wurden bereits sehr früh empirische Analysen des genannten Zusammenhangs durchgeführt. In einer Querschnittsanalyse für 32 Branchen der Ernährungswirtschaft der USA (auf 4-steller Ebene) für das Jahr 1958 finden COLLINS und PRESTON (1969) einen signifikanten, nicht-linearen Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Preis-Grenzkosten-Relation. Auf der Basis einer Befragung von 99 Unternehmen der Ernährungswirtschaft der USA bestätigen IMEL und HELMBERGER (1976) diese Ergebnisse. PAGOULATOS und SORENSEN (1979) wenden besondere Aufmerksamkeit der Bedeutung der Außenhandelsorientierung der einzelnen Branchen der Ernährungswirtschaft zu. In ihrer Analyse von 47 Branchen (auf 4-steller Ebene) der USA für das Jahr 1972 beobachten die Autoren auch nach Berücksichtigung einer Reihe von zusätzlichen erklärenden Variablen einen signifikanten und positiven Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Preis-Grenzkostenrelation. Ähnlich leiten auch PARKER und CONNOR (1979) im Rahmen einer Querschnittsuntersuchung für 41 Industriebranchen der USA für 1972 einen signifikanten und positiven Einfluss der Anbieterkonzentration ab. PAGOULATOS und SORENSON (1982) erweitern diesen Ansatz, indem sie auf der Basis von 47 US Branchen der Ernährungswirtschaft für das Jahr 1967 die Simultanität zwischen der Preis-Grenzkosten-Relation, den Werbeausgaben sowie der Anbieterkonzentration modellieren. Interessant ist ferner der Versuch der Autoren, die zuvor geschätzte Preiselastizität der Nachfrage als zusätzliche erklärende Variable mit aufzunehmen. Die Autoren weisen einen signifikanten und positiven Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Preis-Grenzkosten-Relation aus. ZELLNER (1989), der dem Ansatz von PAGOULATOS und SORENSON (1982) auf der Basis detaillierterer Branchendaten (auf 5-steller Ebene) für die Ernährungswirtschaft der USA folgt, beobachtet im Rahmen eines simultanen Gleichungssystems ebenfalls einen signifikanten und positiven Einfluss der Anbieter-

⁶ Dem Modell von ROTEMBERG und SALONER (1986) liegt die Annahme zugrunde, dass die Nachfrage zufallsverteilten Schocks (i.i.d.-verteilt) unterliegt. Folgt die Marktnachfrage hingegen einem eingipfligen, zeitvarianten Pfad, so zeigt sich im Gegensatz dazu, dass kollusives Verhalten in einer Rezession schwieriger realisierbar ist als in der Hochkonjunktur (vgl. HALTIWANGER und HARRINGTON, 1991).

konzentration auf die Profitabilität der Unternehmen in den Branchen. Ein simultanes Gleichungssystem schätzen auch VLACHVEI and OUSTAPASSIDIS (1998) für 38 Branchen der Ernährungswirtschaft Griechenlands für das Jahr 1994. Einen signifikanten Einfluss der Anbieterkonzentration können sie nicht nachweisen. In einer neueren Studie widmen sich OUSTAPASSIDIS, VLACHVEI und NOTTA (2000) schließlich der Analyse der „langfristigen Profitabilität“ der griechischen Ernährungswirtschaft. Für die Periode 1987 bis 1995 errechnen die Autoren in einem ersten Schritt für 266 Unternehmen aus einem autoregressivem Modell langfristige Profitraten, die sie in einem zweiten Schritt als abhängige Variable in einer Querschnittsanalyse verwenden. Die Autoren beobachten einen positiven, aber insignifikanten Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Profitabilität der Unternehmen.

Bereits aus diesem kurzen Überblick über die empirische Literatur wird deutlich, dass die unterschiedlichen Spezifikationen der Schätzgleichungen sowie unterschiedliche ökonometrische Verfahren einen Vergleich der Schätzergebnisse erschweren. Ferner fällt auf, dass bislang in keiner der genannten Studien für die Ernährungswirtschaft die Schwankung der Profite im Zeitablauf explizit betrachtet wird. Wie die im folgenden Abschnitt präsentierten Ergebnisse betonen, kann dies für die z.T. recht unterschiedlichen Resultate der Analysen mitverantwortlich zeichnen.

3 Schätzansatz und Daten

Die Marktstruktur gilt, wie in Abschnitt 2 erläutert, als eine wesentliche Determinante der Profitabilität von Unternehmen einer Branche. Weil Daten für den HERFINDAHL-Index nicht durchgängig verfügbar sind, wird der HERFINDAHL-Index im folgenden durch die Rate der Anbieterkonzentration (CR) approximiert (vgl. SCHMALENSEE, 1977, sowie MICHELINI und PICKFORD, 1985). Zur weiteren Charakterisierung der Marktstruktur verwenden wir ferner die Wachstumsrate der Branche (GR) sowie die Kapital-Umsatz-Relation (COR). Somit gilt

$$(2) \quad H_{i,t} = a_0 + a_1 CR_{i,t} + a_2 COR_{i,t} + a_3 GR_{i,t}.$$

Nach einsetzen in (1) ergibt sich die folgende Schätzgleichung.

$$\text{Modell (1)} \quad PCM_{i,t} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 CR_{i,t} + \mathbf{b}_2 COR_{i,t} + \mathbf{b}_3 GR_{i,t} + e_{i,t}$$

$$\text{wobei } \mathbf{b}_0 = \frac{\mathbf{a}_0(1+f)}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{b}_1 = \frac{\mathbf{a}_1(1+f)}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{b}_2 = \frac{\mathbf{a}_2(1+f)}{\mathbf{e}} \quad \text{und} \quad \mathbf{b}_3 = \frac{\mathbf{a}_3(1+f)}{\mathbf{e}} \quad \text{gilt.}$$

Der Einfluss der Wachstumsrate der Industriebranche (GR) auf die Profitabilität kann in unterschiedliche Richtungen gehen. Einerseits lässt eine hohe Wachstumsrate ein ebenso rasches zukünft-

tiges Wachstum der Branche erwarten und induziert damit den Markteintritt neuer Konkurrenten - mit negativen Folgen für die Profite der Unternehmen. Andererseits verbessern die Erwartung zukünftig hoher Wachstumsraten die Disziplin der Oligopolisten in der Gegenwart und üben damit einen positiven Einfluss auf die Profitabilität aus. Empirische Studien ermitteln fast ausschließlich einen positiven Einfluss der Wachstumsrate auf die Profitabilität der Branchen.

Eine hohe Kapitalintensität (*COR*) gilt häufig als Indikator hoher Markteintrittskosten. Je höher die Eintrittskosten, desto geringer scheint die Gefahr des Markteintritts zusätzlicher Konkurrenten und umso höher werden die Profite der Branche sein. Die Bedeutung dieser Faktoren hat bereits BAIN (1951) hervorgehoben: „we have been unable with available data to test for the relationship of profit rates to certain potential determinates ... The condition of entry to the industry is perhaps the most prominent of these“ (BAIN, 1951, S.323-324).

Die weitere empirische Analyse steht vor zwei zentralen Problemen: Der Ermittlung der Grenzkosten zur Berechnung der Preis-Grenzkosten-Relation und der Modellierung des Unternehmensverhaltens.

Ein in der empirischen Analyse vielfach verwendeter Ansatz geht von der Identität der (unbeobachteten) Grenz- und der (beobachtbaren) Durchschnittskosten aus und postuliert damit implizit konstante Grenzkosten und fehlende Fixkosten.⁷ Die Preis-Grenzkosten-Relation errechnet sich dann als Differenz von Bruttoproduktionswert und den Kosten für die eingesetzten Faktoren in Relation zum Bruttoproduktionswert. Auf Grund der nationalen Spezifika in der amtlichen Statistik und den unterschiedlichen Datenquellen mussten Unterschiede in der Berechnung für die einzelnen Länder in Kauf genommen werden. Die Preis-Grenzkosten-Relation für Deutschland und die Niederlande wird wie folgt errechnet (vgl. WEISS, 1999, sowie PRINCE, 1994):

$$(3a) \quad PCM \equiv \frac{\left(\begin{array}{c} \text{Bruttoprod uk -} \\ \text{tionswert} \end{array} \right) - \left(\begin{array}{c} \text{Löhne und} \\ \text{Gehälter} \end{array} \right) - \left(\begin{array}{c} \text{Vorlei -} \\ \text{stungen} \end{array} \right) + \text{Steuern} - \text{Subvention en}}{\text{Bruttoprod uktionswer t}} .$$

Für die USA folgen wir den Arbeiten von DOMOWITZ ET AL (1986) und definieren die Preis-Grenzkosten-Relation als:

$$(3b) \quad PCM \equiv \frac{\left(\begin{array}{c} \text{Bruttoprod uk -} \\ \text{tionswert} \end{array} \right) - \left(\begin{array}{c} \text{Löhne und} \\ \text{Gehälter} \end{array} \right) - \left(\begin{array}{c} \text{Vorlei -} \\ \text{stungen} \end{array} \right)}{\text{Bruttoprod uktionswer t}} .$$

⁷ Auf die damit verbundenen Probleme für die Schätzung der obigen Gleichung wird in BLOCH und OLIVE (1999) sowie WEISS (2000) eingegangen.

Hinsichtlich der Modellierung des unternehmerischen Verhaltens sei unterstellt, (a) dass sich der Zusammenhang zwischen ϕ und der makroökonomischen Konjunktursituation (vgl. Abschnitt 2) durch eine lineare Funktion approximieren lässt, sowie (b) dass die makroökonomische Konjunktur durch die Arbeitslosenrate (UER) abgebildet werden kann.⁸ Somit gilt

$$(4) \quad \mathbf{f} = \mathbf{m} + \mathbf{w}UER.$$

Wenn die Aggressivität des Wettbewerbs tatsächlich in einer Rezession höher ist als in einer Hochkonjunktur, so müsste $\mathbf{w} < 0$ gelten. Modell (1) kann dann zu folgendem erweiterten Schätzmodell modifiziert werden:⁹

$$\text{Modell (2)} \quad PCM_{i,t} = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 CR_{i,t} + \mathbf{g}_2 COR_{i,t} + \mathbf{g}_3 GR_{i,t} + \mathbf{g}_4 UER_t + \mathbf{g}_5 CR_{i,t} UER_t + \mathbf{g}_6 COR_{i,t} UER_t + \mathbf{g}_7 GR_{i,t} UER_t + e_{i,t}.$$

$$\text{mit } \mathbf{g}_0 = \frac{\mathbf{a}_0(1+\mathbf{m})}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{g}_1 = \frac{\mathbf{a}_1(1+\mathbf{m})}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{g}_2 = \frac{\mathbf{a}_2(1+\mathbf{m})}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{g}_3 = \frac{\mathbf{a}_3(1+\mathbf{m})}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{g}_4 = \frac{\mathbf{a}_0\mathbf{w}}{\mathbf{e}}, \quad \mathbf{g}_5 = \frac{\mathbf{a}_1\mathbf{w}}{\mathbf{e}},$$

$$\mathbf{g}_6 = \frac{\mathbf{a}_2\mathbf{w}}{\mathbf{e}} \text{ und } \mathbf{g}_7 = \frac{\mathbf{a}_3\mathbf{w}}{\mathbf{e}}.$$

Als Basis für die Schätzung der Gleichungen werden Branchendaten für die verarbeitende Ernährungsindustrie aus Deutschland, den Niederlanden und den USA verwendet. Die Daten für Deutschland beziehen sich auf die alten Bundesländer und umfassen den Zeitraum 1976 bis 1994. In die Analyse werden 27 Branchen der SYPRO-Klassifikation aufgenommen, 2 Branchen¹⁰ müssen wegen fehlender Angaben ausgeschlossen werden. Als Datenquelle dienen die Fachserie 4, Produzierendes Gewerbe, Reihen 4.2.3 und 4.3.3, des Statistischen Bundesamtes und das Statistische Jahrbuch der Bundesrepublik Deutschland.

Der niederländische Datensatz DUMA2 des EIM Strategic Research Departments beinhaltet Informationen über 11 Industrien des verarbeitenden Ernährungsgewerbes von 1978 bis 1991 auf dem 3-Steller-Aggregationsniveau. Mangelnde Datenverfügbarkeit bei der Kapitalgröße erzwingt die Vernachlässigung der Beobachtungen vor 1984, so dass effektiv nur die Zeitspanne 1984 bis 1991 in die Untersuchung einfließt.

Als Quelle für den US-amerikanischen Datensatz fungiert der Census of Manufacturers (CM) und das Annual Survey of Manufacturers (ASM), ergänzt um einzelne Angaben aus dem Current Population

⁸ GHOSAL (2000) weist darauf hin, dass die Arbeitslosenrate für die vorliegende Fragestellung nur ein sehr ungenügender Indikator sein kann und betont die Notwendigkeit, Kosten- und Nachfrageindikatoren zur Abbildung des Konjunkturzyklus zu unterscheiden.

⁹ Diese Spezifikation stimmt weitgehend mit den Modellen von DOMOWITZ, HUBBARD und PETERSEN (1986) und AINGINGER und WEISS (1998) überein. Der Unterschied besteht vornehmlich in der Vernachlässigung der Ausgaben für Werbung.

¹⁰ Die Branchen 6814 „Herstellung von Stärke und Stärkeerzeugnissen“ sowie 6882 „Übriges Ernährungsgewerbe“.

Survey. Der betrachtete Zeitraum umfasst die Jahre 1958 bis 1989. Verwendung finden die Daten von 31 Industriebranchen auf der 4-Steller-Ebene.

Die deskriptiven Statistiken der Variablen weisen deutliche Unterschied zwischen den betrachteten Volkswirtschaften auf (vgl. Tabelle 1). Bei der Interpretation der Unterschiede müssen jedoch die unterschiedliche Zeitperiode und besonders die z.T. unterschiedliche Definition der Variablen beachtet werden. So berechnet sich die Kapital-Output-Relation *COR* in Deutschland als Kapitalkosten je Outputeinheit, in den Niederlanden als Abschreibungen je Outputeinheit und in den USA als Kapitalstock je Outputeinheit.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken.		Deutschland	Niederlande	USA
Variable, Abkürzung				
Preis-Grenzkosten-Relation <i>PCM</i>	Mittelwert (Standardabweichung)	0,0648 (0,0318)	0,1263 (0,1213)	0,2615 (0,1220)
Konzentrationsrate <i>CR</i> ¹¹	Mittelwert (Standardabweichung)	0,5129 (0,2277)	0,4238 (0,2087)	0,4901 (0,1734)
Kapital-Output-Relation <i>COR</i>	Mittelwert (Standardabweichung)	0,0381 (0,0179)	0,0345 (0,0139)	0,3026 (0,2372)
Wachstumsrate der Branche <i>GR</i>	Mittelwert (Standardabweichung)	0,0671 (0,9162)	0,0275 (0,0724)	0,0470 (0,2059)
Arbeitslosenquote <i>UER</i>	Mittelwert (Standardabweichung)	0,0703 (0,0198)	0,1055 (0,0266)	0,0610 (0,0155)

4 Empirische Ergebnisse

Als Ausgangspunkt dienen die Panelschätzungen der Modelle (1) und (2), wobei zu Vergleichszwecken auf eine möglichst identische Modellspezifikation für jedes Land geachtet wurde. Mit Hilfe des HAUSMAN-WU-Tests wird zwischen dem Fixed Effects-Modell (FEM) und dem Random Effects-Modell (REM) der Panelschätzung differenziert. Für die Niederlande bietet das Random Effects-Modell für die Spezifikation (1) die bessere Anpassung an die Daten, für die deutschen und die US-amerikanischen Daten das Fixed Effects-Modell.

In den USA und in den Niederlanden legen die statistischen Tests die Verwendung des iterativen Algorithmus nach PRAIS und WINSTEN zur Autokorrelationsbereinigung in der zweistufigen Schät-

¹¹ Als Konzentrationsmaß für Deutschland wird der Anteil der 6 größten Unternehmen am Gesamtumsatz einer Branche (*CR6*) verwendet, für die Niederlande und die USA erzwingt die Verfügbarkeit der Daten davon abweichend die Verwendung von *CR4*.

zung des REM nahe.¹² Bei der Analyse der Daten für die deutsche Ernährungswirtschaft kann Autokorrelation 1. Ordnung vernachlässigt werden. Tabelle 2 weist die geschätzten Parameterwerte für Modell 1 aus.¹³

Land (Methode)	Deutschland (FEM)		Niederlande (REM)		USA (FEM)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Variable						
<i>CR</i>	0,0162	(1,243)	0,0155	(0,224)	0,0311	(1,149)
<i>COR</i>	0,7807	(4,536)***	1,1944	(1,984)**	-0,0738	(-7,322)***
<i>GR</i>	0,0165	(2,004)**	-0,0107	(-0,268)	0,0002	(3,987)***
Konstante			0,0788	(1,591)		
Teststatistiken						
<i>Brancheneffekte</i>	Ja.		Ja.		Ja.	
<i>LLF</i>	1197,3414		221,1487		1611,9998	
<i>LLF (b=0)</i>	915,6802		107,2968		658,3738	
<i>N</i>	450		77		930	
<i>Hausman (DF)</i>	9,51 (3)		2,87 (3)		19,78 (3)	

Bemerkungen: *** Fehlerwahrscheinlichkeit geringer als 1%, ** Fehlerwahrscheinlichkeit geringer als 5%, * Fehlerwahrscheinlichkeit geringer 10%. *LLF* steht für den Wert der maximierten Log-Likelihood-Funktion, *N* kennzeichnet die Anzahl der Beobachtungen und *DF* symbolisiert die Zahl der Freiheitsgrade.

Die Konzentrationsrate der Branchen hat in allen drei Ländern einen positiven Einfluss auf die Profite, allerdings ist dieser Einfluss der Anbieterkonzentration in keinem Land signifikant von Null verschieden. Die Kapital-Output-Relation wirkt in Deutschland und den Niederlanden signifikant positiv auf die Profitabilität der Branchen, der signifikant negative Einfluss von *COR* auf die Profite der Branchen in den USA widerspricht klar den theoretischen Überlegungen. Die geschätzten Parameterwerte der Wachstumsrate legen signifikant positive Effekte auf die Profite in Deutschland und den USA nahe, in den Niederlanden lässt sich im Gegensatz dazu kein signifikanter Einfluss der Wachstumsrate erkennen.

¹² Ohne Autokorrelationsbereinigung beträgt der Wert des Autokorrelationskoeffizienten für die USA 0,545. Für die Niederlande wird ein Wert von 0,486 ausgewiesen.

¹³ Es findet in Deutschland nicht die kontemporäre Arbeitslosenquote, sondern die um eine Periode verzögerte Arbeitslosenquote Verwendung, da bei Verwendung der kontemporären Arbeitslosenrate die Varianz-Kovarianz-Matrix nicht invertiert werden kann.

Die in Tabelle 2 ausgewiesene Modellspezifikation vernachlässigt zyklische Schwankungen der Profite und unterstellt ferner einen über den Konjunkturzyklus identischen Einfluss der erklärenden Variablen. Inwieweit Unternehmen Marktmacht in einer Rezession ebenso in höhere Profite umsetzen können wie in einer Hochkonjunktur, kann mit dieser Spezifikation nicht getestet werden. Unter Berücksichtigung von Interaktionseffekten der Konjunkturvariable mit den branchenspezifischen Charakteristika ergeben sich die in Tabelle 3 dargestellten Resultate.

Tabelle 3: Schätzergebnisse Modell (2)

Land (Methode)	Deutschland (FEM)		Niederlande (REM)		USA (FEM)	
Variable						
<i>CR</i>	0,0649	(3,697) ***	0,0071	(0,071)	0,0907	(1,950)**
<i>COR</i>	1,3455	(6,661)***	1,4841	(1,042)	-0,0208	(-0,719)
<i>GR</i>	0,0470	(1,848)*	0,0422	(0,295)	-0,0126	(-0,436)
<i>CR4 UER</i>	-0,7098	(-3,317)***	0,9702	(1,278)	0,2340	(0,414)
<i>COR UER</i>	-4,3229	(-1,803)*	-2,9278	(-0,265)	-2,1167	(-4,596)***
<i>GR UER</i>	-0,4193	(-1,121)	-0,0293	(-0,024)	1,5479	(3,479)***
<i>UER</i>	0,3108	(2,618)***	-0,3081	(-0,71)	0,1870	(0,694)
<i>Konstante</i>	-0,0035	(-0,331)	0,0708	(0,816)	0,2378	(7,562)***
Teststatistiken						
<i>Brancheneffekte</i>	Ja.		Ja.		Ja.	
<i>LLF</i>	1211,2738		221,0458		1415,8490	
<i>LLF (b=0)</i>	915,6802		100,0497		1245,9140	
<i>N</i>	450		77		930	
<i>Hausman (DF)</i>	9,44 (7)		0,98 (7)		2,6616 (7)	

Bemerkungen: *** Fehlerwahrscheinlichkeit geringer als 1%, ** Fehlerwahrscheinlichkeit geringer als 5%, * Fehlerwahrscheinlichkeit geringer als 10%. *LLF* steht für den Wert der maximierten Log-Likelihood-Funktion, *N* kennzeichnet die Anzahl der Beobachtungen und *DF* symbolisiert die Zahl der Freiheitsgrade.

Auch hier wird die Existenz von branchenspezifischen fixen Effekten zu Gunsten der Random Effects-Modells verworfen. Den theoretischen Erwartungen entsprechend weist der Koeffizient der Konzentrationsrate in allen drei Ländern ein positives Vorzeichen auf. Allerdings ist der Einfluss von *CR* lediglich in Deutschland und den USA signifikant von Null verschieden,¹⁴ in den Niederlanden lassen sich auch nach Berücksichtigung von Konjunkturreffekten kaum systematische Profitabilitätsunterschiede zwischen den Branchen ökonometrisch nachweisen.

Der signifikant von Null verschiedene und negative Parameterwert der Interaktionsvariable *CR UER* für Deutschland deutet an, dass der Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Profite über den Konjunkturzyklus schwankt. In einer Hochkonjunktur (bei geringer Arbeitslosigkeit) wird der

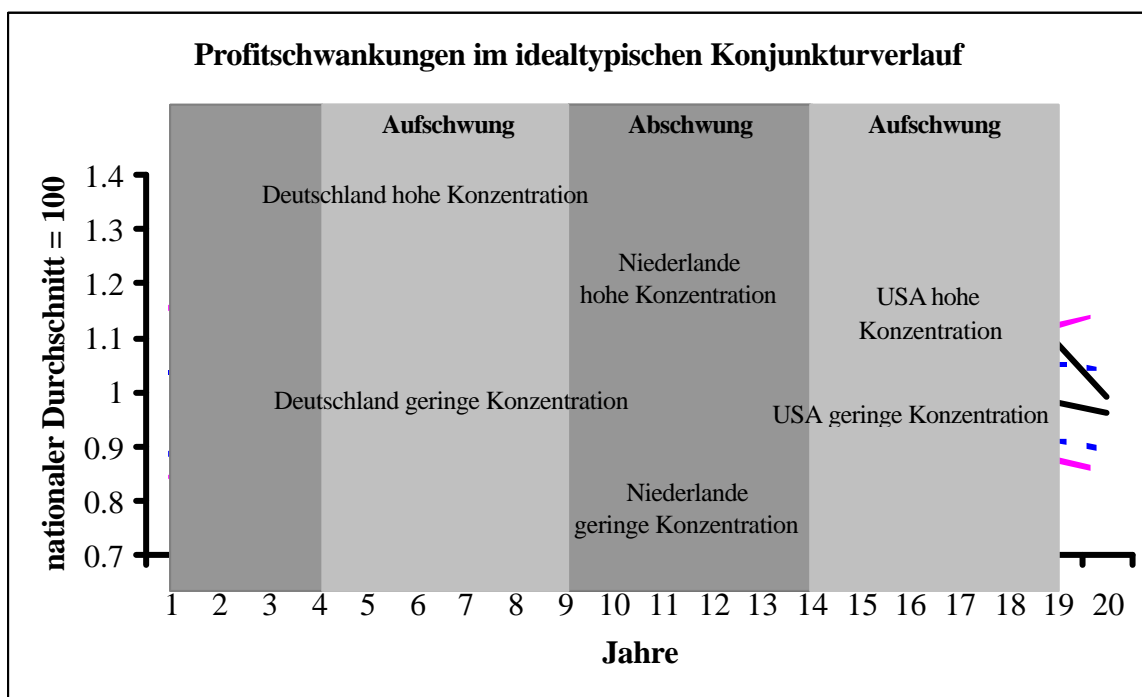
¹⁴ Dieses Resultat stimmt mit den Ergebnissen von DOMOWITZ, HUBBARD und PETERSEN (1986) für die USA sowie WEISS (1999) für Deutschland überein. Auch die Untersuchung von VIAENE und GELLYNCK (1995) legt für die deutsche Ernährungsindustrie nahe, dass ein hoher Konzentrationsgrad mit hohen Profiten in dieser Branche einhergeht.

Einfluss der Konzentration stärker sein als in einer Rezession (bei hoher Arbeitslosenrate). Dieser zyklische Effekt der Konzentration kann in den Niederlanden und den USA jedoch nicht festgestellt werden, der geschätzte Parameterwert der Interaktionsvariable unterscheidet sich nicht signifikant von Null.

Auch die Hypothese eines im Konjunkturzyklus schwankenden Einflusses der Kapitalintensität *COR* kann für die Ernährungswirtschaft Deutschlands sowie der USA nicht verworfen werden. Der negative Parameterwert für *COR UER* impliziert, dass der profitabilitätssteigernde Einfluss von Eintrittsbarrieren besonders in einer Hochkonjunktur auftritt, während der Einfluss der Höhe der Eintrittsbarrieren auf die Profite in einer Rezession deutlich schwächer ausfällt.

Zur Veranschaulichung der unterschiedlichen konjunkturellen Muster der Profite stellt die folgende Abbildung 2 auf der Basis der in Tabelle 3 ausgewiesenen Resultate Simulationsergebnisse für einen hypothetischen Konjunkturzyklus dar. Konkret wird dabei jeweils zwischen Branchen mit hoher Konzentration (Mittelwert des Konzentrationsmaßes zuzüglich einer Standardabweichung) und Branchen mit niedriger Konzentration (Konzentrationsmaß abzüglich einer Standardabweichung) unterschieden, die Werte der Kapitalintensität sowie der Wachstumsrate entsprechen den Durchschnittswerten über die Branchen in den einzelnen Ländern. Um Niveauunterschiede der Profite zwischen den Ländern zu eliminieren, zeichnet Diagramm 2 die entsprechenden Veränderungen im Konjunkturablauf, wenn der jeweilige Durchschnitt der Profite als Basiszahl dient.

Abbildung 2 Profitschwankungen im idealtypischen Konjunkturverlauf.



Eigene Erstellung.

Aus oben stehender Abbildung 2 lassen sich folgende Punkte ablesen:

- a.) Das Niveau der Profite in den USA unterscheidet sich zwischen den Branchen mit hoher und niedriger Konzentration. In beiden Fällen schwanken die Profite im Zeitverlauf im Vergleich zu den beiden anderen Ländern relativ geringer, die Schwankungen sind prozyklisch mit etwa gleich großen Ausschlägen.
- b.) Die Profite der niedrig konzentrierten Branchen in Deutschland schwanken ebenfalls prozyklisch, die Amplitude entspricht jener der Profitschwankungen der Branchen in den USA. Ungleich stärker ausgeprägt sind jedoch die prozyklischen Schwankungen der Profite in den hoch konzentrierten Branchen. Während sich diese in einer Rezession an das Niveau der Profite in den Branchen mit niedriger Konzentration annähern, treten die Unterschiede in der Profitabilität in einer Hochkonjunktur sehr deutlich in Erscheinung. Das mag als ein Hinweis für höhere Wettbewerbsintensität in der Rezession dienen und liefert ferner eine Erklärung für die in Querschnittsanalysen häufig stark divergierenden Ergebnisse: Je nachdem, für welches Jahr die Regressionsanalyse durchgeführt wird, lässt sich ein schwächerer oder ein stärkerer Einfluss der Konzentration auf die Profite herausfiltern.
- c.) Die Variation der Profite fällt in den Niederlanden relativ gering aus. Dabei kommt es bei hoher Konzentration zu einem antizyklischen und bei niedriger Konzentration zu einem prozyklischen Muster, in beiden Fällen ist der konjunkturelle Einfluss jedoch nicht signifikant von Null verschieden (vgl. Tabelle 3).

Bei einem Vergleich der statistischen Aussagekraft der geschätzten Modelle für die drei untersuchten Länder fällt besonders die relativ geringe Erklärungskraft der Schätzgleichung für die Ernährungswirtschaft in den Niederlanden auf. Dies ist umso erstaunlicher, als ökonometrische Analysen für den gesamten Industriebereich der Niederlande auf einer ansonsten identischen Datenbasis mit ähnlichen Modellspezifikationen zu deutlich besseren Schätzergebnissen führen. So kann Prince (1994) die Hypothese eines stärkeren Einflusses der Anbieterkonzentration in einer Hochkonjunktur auf der Basis von Schätzungen für 66 Industriebranchen der Periode 1974 bis 1986 nicht verwerfen.¹⁵ Offensichtlich scheinen für die Industriebranchen der Ernährungswirtschaft systematische Unterschiede zu den anderen Branchen der Industrie vorzuliegen. In etwas abgeschwächter Form trifft dies auch für die USA zu. Auch hier zeigen Studien für die gesamte verarbeitende Industrie

¹⁵ Im Gegensatz zu PRINCE (1994) und analog zu den hier vorliegenden Resultaten beobachten PAGOULATOS und SORENSEN (1986) in einem Vergleich von ökonometrischen Modellen für die Niederlande, Belgien, Deutschland, Italien und Frankreich in praktisch allen Ländern einen signifikanten Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Profite sämtlicher Industriezweige, lediglich die Niederlande weichen von diesem Muster ab. Die Autoren führen das abweichende Ergebnis auf die Offenheit dieser Volkswirtschaft zurück: „with the exception of the Netherlands, the domestic market structure variables display signs which conform to the theoretical expectations. One explanation for the unique performance of the Netherlands might be the considerable ‘openness’ of that economy” (S. 262).

ausgeprägte Schwankungen des Einflusses der Anbieterkonzentration auf die Profite im Konjunkturzyklus (vgl. DOMOWITZ, HUBBARD und PETERSEN, 1986). Eine ausführlichere Analyse dieser Frage würde jedoch den Rahmen dieser Arbeit sprengen und muss derzeit noch zurückgestellt werden.

5 Zusammenfassung

In dem vorliegenden Beitrag steht die Frage nach den Determinanten und der Zyklik der Profite in der Ernährungswirtschaft im internationalen Vergleich im Vordergrund. Ausgangspunkt bildet die Analyse des Zusammenhangs zwischen der Marktstruktur, dem Marktverhalten und der Profitabilität. Der Schwerpunkt liegt dabei auf der Frage, ob sich das Verhalten der Unternehmen am Markt im Zeitablauf ändert und wenn ja, welchen Einfluss dies auf die Profitabilität hat. Die Marktstruktur wird durch die Anbieterkonzentration, die Kapitalintensität sowie die Wachstumsrate der Produktion approximiert (strukturelle Variablen).

Die quantitative Analyse zeigt deutliche Unterschiede in den Ergebnissen für Deutschland, die Niederlande und die USA. Die Schätzung ökonometrischer Modelle führt zu unbefriedigenden Resultaten für die Niederlande, für die zuvor genannten strukturellen Charakteristika kann kein signifikanter Einfluss auf die Profitabilität der Branchen nachgewiesen werden. Im Gegensatz dazu lassen sich für die Ernährungswirtschaft der USA sowie Deutschlands signifikante Einflüsse der strukturellen Variablen beobachten. Die divergierenden Ergebnisse für die drei untersuchten Länder beruhen möglicherweise auf dem unterschiedlichen Grad der Offenheit der Volkswirtschaften. Diesen Aspekt bildet die vorliegende Arbeit nur unvollständig ab.

Ein Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit besteht in der Abbildung und Erklärung der zyklischen Schwankungen der Profite. Simulationsergebnisse für die drei untersuchten Länder zeigen ausgeprägte prozyklische Schwankungen der Profite in Deutschland in hochkonzentrierten Branchen, während das Ausmaß der Schwankungen in Branchen mit niedriger Konzentration in Deutschland sowie in sämtlichen Branchen der Ernährungswirtschaft der USA gering ist. Prozyklische Schwankungen der Profite in hochkonzentrierten Branchen (wie für Deutschland erkennbar) deuten auf eine Zunahme der Wettbewerbsintensität in einer Rezession hin.

Zweifellos wäre eine Verbesserung der empirischen Ergebnisse durch die Berücksichtigung weiterer erklärender Variablen (z.B. das Ausmaß der Diversifikation, die Höhe der Markteintrittsbarrieren sowie die Intensität der Importkonkurrenz) sinnvoll. Besonderes Augenmerk sollte dabei auf die Berücksichtigung der Preiselastizität der Nachfrage gelegt werden, da dadurch die Instabilität des Einflusses der Anbieterkonzentration auf die Profite im Konjunkturzyklus wesentlich klarer auf das geänderte Verhalten der Unternehmen zurückgeführt werden könnte. Als Ausgangspunkt der weite-

ren Analysen käme dabei die Arbeit von PAGOULATOS und SORENSEN (1982) in Betracht, die in einem ersten Schritt die Preiselastizität der Nachfrage ökonometrisch schätzt und die so errechneten Schätzwerte in einem zweiten Schritt als erklärende Variablen zur Bestimmung der Profitabilitätsunterschiede zwischen den Branchen verwendet. Jedoch ist bei diesem Vorgehen kritisch anzumerken, dass im allgemeinen die Höhe der Preiselastizität vom Preisverhalten der oligopolistischen Anbieter abhängt (außer bei iso-elastischen Nachfragefunktionen) weshalb für eine adäquate Modellierung die Schätzung eines simultanen Gleichungssystems erforderlich wäre.

Dem Ansatz von GHOSAL (2000) folgend, bietet eine detaillierte Analyse der Profitabilitätsschwankungen im Zeitablauf durch die explizite Unterscheidung zwischen der Reaktion der Profite auf Kosten- und auf Nachfrageänderungen einen vielversprechenden Bereich zukünftiger Forschungstätigkeiten. Dies gilt auch für die Aufspaltung der Preis-Grenzkosten-Relation in Preis- und Kosteneffekte, wodurch eine direktere Analyse der Intensität des Preiswettbewerbs möglich wäre.

Schließlich wäre die Erweiterung der empirischen Analysen auf der Basis von Branchendaten zusätzlicher Länder wünschenswert, wobei eine über alle Länder einheitliche Klassifizierung der Branchen sowie die Auswertung der Daten über einen einheitlichen Zeithorizont die Vergleichbarkeit der Ergebnisse erleichtern würde. Bei einer einheitlichen Branchenabgrenzung bestünde die Möglichkeit, nicht nur Profitabilitätsdifferenzen zwischen verschiedenen Branchen einer Volkswirtschaft, sondern auch jene zwischen identischen Branchen verschiedener Volkswirtschaften zu untersuchen.

Literaturverzeichnis

- AINGER, K.; WEISS, Ch. (1998):** Does it pay to be flexible? *Review of Industrial Organization* 13, H. 5, S. 543-556.
- BAIN, J. S. (1991):** Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940. *The Quarterly Journal of Economics* 65, H. 3, S. 293-324.
- BAKER, J.B.; WOODWARD, P.A. (1998):** Market Power and the Cross-Industry Behaviour of Prices Around a Business Cycle Trough. Washington, Working Paper No 221.
- BECCARELLO, M. (1996):** Time Series Analysis of Market Power: Evidence from G-7 Manufacturing. *International Journal of Industrial Organization* 15, S. 123-136.
- BILS, M. (1987):** The Cyclical Behaviour Marginal Cost and Price. *American Economic Review* 77, S. 838-855.
- BILS, M. (1989):** Pricing in a Customer Market. *The Quarterly Journal of Economics* 104, S. 699-718.
- BLOCH, H.; OLIVE, M. (1999):** Cyclical Movements in Markups: The Role of Cost Pass-Through. Discussion Paper, School of Economics and Finance, Curtin University of Technology, Perth 1999.
- COLLINS, N.R; PRESTON, L.E. (1969):** Price-Cost Margins and Industry Structure. *Review of Economics and Statistics* 51, S. 271-286.
- COWLING, K.; WATERSON, M. (1976):** Price-Cost Margins and Market Structure. *Economica* 43, S. 267-274.
- DOMOWITZ, I.; HUBBARD, R.G.; PETERSEN, B.C. (1986):** Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins. *The Rand Journal of Economics* 17, H. 1, S. 1-17.
- DOMOWITZ, I.; HUBBARD, R.G.; PETERSEN, B.C. (1988):** Market Structure and Cyclical Fluctuations in U. S. Manufacturing. *The Review of Economics and Statistics* 70, S. 55-66.
- FIELD, M. K.; PAGOULATOS, E. (1997):** The Cyclical Behaviour of Price Elasticity of Demand. *The Southern Economic Journal* 64, H.1, S. 118-129.
- GEROSKI, P. A. (1988):** In Pursuit of Monopoly Power: Recent Quantitative Work in Industrial Economics. *Journal of applied econometrics* 3, H. 2, S. 107-123.
- GHOSAL, V. (2000):** Product Market Competition and the Industry Price-Cost Markup Fluctuations: Role of Energy Price and Monetary Changes. *International Journal of Industrial Organization* 18, S. 415-444.
- GREEN, E.; PORTER, R. (1984):** Noncooperative Collusion Under Imperfect Price Information. *Econometrica* 52, S. 87-100.
- HALTIWANGER, J.; HARRINGTON, J.E. (1991):** The Impact of Cyclical Demand Movements on Collusive Behavior. *The Rand Journal of Economics* 22, H.1, S. 89-106.
- HARROD, R. F. (1936):** Imperfect Competition and the Trade Cycle. *Review of Economics and Statistics* 18, S. 84-88.
- HASKEL, J.; MARTIN, Ch.; SMALL, I. (1995):** Price, Marginal Cost and the Business Cycle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57, H. 1, S. 25-41.
- IMEL, B.; HELMBERGER, P. (1971):** Estimation of Structure-Profit Relationships with Application to the Food Processing Sector. *The American Economic Review* 61, S. 614-627.
- KLEMPERER, P.; MEYER, M. (1986):** Price Competition vs. Quantity Competition: The Role of Uncertainty. *The Rand Journal of Economics* 17, H. 4, S. 618-638.
- KREPS, D.; SCHEINKMAN, H.J. (1983):** Quantity Pre-Commitment and Bertrand Competition Yield Cournot Outcomes. *The Rand Journal of Economics* 14, S. -337.

- MARTIN, S. (1993):** Advanced Industrial Economics. Oxford (Blackwell).
- NEUMANN, M.; BÖBEL, I.; HAID, A. (1983):** Business Cycle and Industrial Market Power: An Empirical Investigation for West German Industries 1965-1977. *The Journal of Industrial Economics* 32, S. 187-196.
- MICHELINI, C.; PICKFORD, M. (1985):** Estimating the Herfindahl Index From Concentration Ratio Data. *Journal of the American Statistical Association* 80, H. 390, S. 301-305.
- OKUN, A.M. (1981):** Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis. Oxford (Blackwell).
- OLIVEIRA MARTINS, J.; SCARPETTA, S. (1999):** The Levels and Cyclical Behavior of Mark-Ups Across Countries and Market Structures. OECD, Working Paper Nr. 213. Paris.
- OUSTAPASSIDIS, K.; VLACHVEL, A.; NOTTA, O. (2000):** Efficiency and Market Power in Greek Food Industries. *American Journal of Agricultural Economics* 82, S. 623-629.
- PAGOULATOS, E.; SORENSEN, R. (1976):** Foreign Trade, Concentration and Profitability in Open Economies. *European Economic Review* 8, S. 255-267.
- PAGOULATOS, E.; SORENSEN, R. (1982):** A Simultaneous Equation Analysis of Advertising, Concentration and Profitability. *Southern Economic Journal* 43, S. 728-741.
- PARKER, R.; CONNOR, J.M. (1979):** Estimates of Consumers Loss Due to Monopoly in the U.S. Food-Manufacturing Industries. *American Journal of Agricultural Economics* 61, S. 626-639.
- PRINCE, Y. (1994):** Price-Cost Margins in Dutch Manufacturing. Amsterdam. (Tinbergen Institute Research Series No 86).
- PRINCE, Y.; THURIK, A.R. (1992):** Price-Cost Margins in Dutch Manufacturing - Effects of Concentration, Business Cycle and International Trade. *De Economist* 140, H. 3, S. 310-335.
- ROTEMBERG, J.J.; SALONER, G. (1986):** A Supergame Theoretic Model of Price Wars During Booms. *The American Economic Review* 76, H. 3, S. 390-407.
- ROTEMBERG, J.J.; WOODFORD, M. (1991):** Mark-Ups and the Business Cycle, NBER Macroeconomic Annual 6, S. 63-129.
- SCHMALENSSEE, R. (1977):** Using the H-Index of Concentration with Published Data. *Review of Economics and Statistics* 59, S. 186-193.
- STIGLITZ, J. E. (1984):** Price Rigidities and Market Structure. *American Economic Review (Papers and Proceedings)* 74, H. 2, S. 350-355.
- VIAENE, J.; GELLYNCK, X. (1995):** Structure, Conduct, and Performance of the European Food Sector. *European Review of Agricultural Economics* 22, H. 3, S. 282-295.
- VLACHVEL, A.; OUSTAPASSIDIS, K. (1998):** Advertising, concentration and profitability in Greek food manufacturing industries. *Agricultural Economics* 18, S. 191-198.
- WARNER, E.J.; BARSKY, R.B. (1995):** The Timing and Magnitude of Retail Store markdowns: Evidence from Weekends and Holidays. *Quarterly Journal of Economics* 110, H. 2, S. 321-352.
- WEISS, Ch. (1999):** Determinanten und Zyklizität der Profite im produzierenden Ernährungsgewerbe Deutschland. Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Working Paper EWP 9904. Kiel.
- WEISS, Ch. (2000):** Mark-ups, Industry Structure and Business Cycles. *Applied Economics Letters* 7, S. 189-191.
- ZELLNER, J.A. (1989):** A Simultaneous Analysis of food Industry Conduct. *American Journal of Agricultural Economics* 71, H. 1, S. 105-115.