

Die Zyklik der Profite in der Ernährungswirtschaft: Ein internationaler Vergleich

Julia KÖRNER und Christoph WEISS

Determinants of price-cost-margins over the business cycle for food industries : An international comparison

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

Zusammenfassung

Im Rahmen des Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatzes 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 ökonomischen 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 ökonomischer Modelle für die Niederlande führt zu unbefriedigenden Ergebnissen.

Schlüsselwörter: Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatz; LERNER-Index; Ernährungswirtschaft; Panelanalyse; Deutschland; Niederlande; USA

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

Die 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 errechnet¹⁾:

$$(1) \frac{p - c'}{p} \equiv PCM = \frac{H}{\varepsilon} (1 + \phi), \text{ wobei: } p \text{ den}$$

Marktpreis, c' die Grenzkosten,

$$H = \sum_{i=1}^N s_i^2 = \frac{1}{N} \text{ den HERFINDAHL-Index der Anbieter-}$$

konzentration sowie ε die Preiselastizität der Nachfrage symbolisieren.

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

Der Parameter der konjunkturellen 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 ist (ausgedrückt durch einen niedrigeren Parameter ϕ), um so 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.

Aus wettbewerbspolitischer Sicht interessiert besonders die Bestimmung des Einflusses der Marktstruktur sowie des Wettbewerbsverhaltens. Während die Abbildung der Marktstruktur durch eine Reihe von Proxyvariablen wie Konzentrationsgrad und Höhe der Markteintrittsbarrieren 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. 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. BAKER und WOODWARD (1998) schildern einen ähnlichen Ansatz, indem sie die Budgetrestriktion der einzelnen Nachfrager in Abhängigkeit vom Konjunkturverlauf sehen. 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 resultieren²).

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 konjunkturellen 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.

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.

ROTEMBERG und SALONER (1986) sowie ROTEMBERG und WOODFORD (1991) 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.

Einen ausführlichen Überblick über die empirische Literatur zu den verschiedenen Determinanten der Profitabilitätsunterschiede bieten die Arbeiten von WEISS (1974), GEROSKI (1988), SCHMALENSSEE (1989), HAY und MORRIS (1991), MARTIN (1993) und AINGER (1994). Für eine Zusammenfassung der über die Ernährungswirtschaft durchgeführten Analysen vgl. KÖRNER und WEISS (2001).

Die Auswertung der empirischen Literatur zeigt insgesamt, 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. u.a. MICHELINI und PICKFORD,

2) 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 the richer man can afford not to incur. The pressure of poverty is necessary to drive people to the trouble of avoiding waste. Once the slump has set in, demand becomes suddenly much more elastic.“ (S. 87).

1985). Zur weiteren Charakterisierung der Marktstruktur verwenden wir ferner die Wachstumsrate der Branche (GR) sowie die Kapital-Umsatz-Relation (COR). Somit gilt

$$(2) H_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 CR_{i,t} + \alpha_2 COR_{i,t} + \alpha_3 GR_{i,t}.$$

Der Einfluss der Wachstumsrate der Industriebranche (GR) auf die Marktstruktur kann in unterschiedliche Richtungen gehen. Einerseits lässt eine hohe Wachstumsrate ein ebenso rasches zukünftiges 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 um so 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).

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 kann³). Somit gilt

$$(3) \phi_t = \mu + \omega UER_t.$$

Wenn die Aggressivität des Wettbewerbs tatsächlich in einer Rezession höher ist als in einer Hochkonjunktur, so müsste $\omega < 0$ gelten. Als Panel-Schätzmodell ergibt sich dann aus den Gleichungen (1), (2) und (3) folgende Formulierung⁴):

$$(4) PCM_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CR_{i,t} + \gamma_2 COR_{i,t} + \gamma_3 GR_{i,t} + \gamma_4 UER_t + \gamma_5 CR_{i,t} UER_t + \gamma_6 COR_{i,t} UER_t + \gamma_7 GR_{i,t} UER_t + e_{i,t}$$

$$\text{mit: } \gamma_0 = \frac{\alpha_0(1+\mu)}{\varepsilon}, \quad \gamma_1 = \frac{\alpha_1(1+\mu)}{\varepsilon}, \quad \gamma_2 = \frac{\alpha_2(1+\mu)}{\varepsilon}, \\ \gamma_3 = \frac{\alpha_3(1+\mu)}{\varepsilon}, \quad \gamma_4 = \frac{\alpha_0\omega}{\varepsilon}, \quad \gamma_5 = \frac{\alpha_1\omega}{\varepsilon}, \\ \gamma_6 = \frac{\alpha_2\omega}{\varepsilon} \quad \text{und} \quad \gamma_7 = \frac{\alpha_3\omega}{\varepsilon}.$$

Als Basis für die Schätzung der Gleichungen, bei der wir von dem in der empirischen Analyse vielfach verwendeten

3) 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.

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

Ansatz der Identität der (unbeobachteten) Grenz- und der (beobachtbaren) Durchschnittskosten ausgehen⁵), 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 27 Branchen für den Zeitraum 1976 bis 1994. 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 1984 bis 1991. 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 Survey. Der betrachtete Zeitraum umfasst die Jahre 1958 bis 1989, verwendet werden die Daten von 31 Industriebranchen.

4 Empirische Ergebnisse

Bei der Panelschätzungen des Modells wurde zu Vergleichszwecken auf eine möglichst identische Modellspezifikation für jedes Land geachtet. Mit Hilfe des HAUSMAN-WU-Tests wird zwischen dem Fixed Effects-Modell (FEM) und dem Random-Effects-Modell (REM) der Panelschätzung differenziert. 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 Schätzung des REM nahe⁶). Bei der Analyse der Daten für die deutsche Ernährungswirtschaft kann Autokorrelation 1. Ordnung vernachlässigt werden. Unter Berücksichtigung von Interaktionseffekten der Konjunkturvariable mit den branchenspezifischen Charakteristika ergeben sich die in der Tabelle dargestellten Resultate für unser Modell (4)⁷.

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 verschieden⁸); in den Niederlanden lassen sich auch nach Berücksichtigung von Konjunktoreffekten kaum systematische Profitabilitätsunterschiede zwischen den Branchen ökonomisch nachweisen.

Der signifikant von Null verschiedene und negative Parameterwert der Interaktionsvariablen $CR \cdot UER$ für Deutschland deutet an, dass der Einfluss der Anbieterkonzentration auf die Profite über den Konjunkturzyklus schwankt. In einer Hochkonjunktur (bei geringer Arbeitslo-

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

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

7) 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.

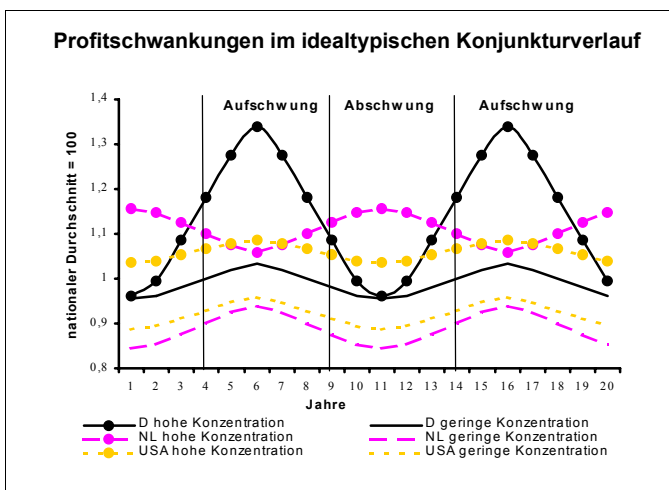
8) Dieses Resultat stimmt mit den Ergebnissen von DOMOWITZ, HUBBARD und PETERSEN (1986) für die USA sowie WEISS (1999) für Deutschland überein. Auch die Untersuchung von VIAENE und GELLYNCK (1995) legt für die deutsche Ernährungsindustrie nahe, dass ein hoher Konzentrationsgrad mit hohen Profiten in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

sigkeit) wird der 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.

Tabelle: **Schätzergebnisse.**

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

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.



Abbildung

Zur Veranschaulichung der unterschiedlichen konjunkturellen Muster der Profite stellt die Abbildung auf der Basis der in der Tabelle 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 Stan-

dardabweichung) 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, zeigt die Abbildung die Abweichungen der Profite vom nationalen Durchschnitt im Konjunkturablauf.

Aus der Abbildung lassen sich folgende Punkte ablesen:

- 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.
- 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.
- 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.

Bei einem Vergleich der statistischen Aussagekraft des geschätzten Modells für die drei untersuchten Länder fällt besonders die relativ geringe Erklärungskraft der Schätzequation für die Ernährungswirtschaft in den Niederlanden auf. Dies ist um so 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 verwerfen⁹). Offensichtlich scheinen für die Industriebranchen der Ernährungswirtschaft systematische Unterschiede zu den anderen Branchen der Industrie vorzuliegen. In etwas abge-

9) Im Gegensatz zu PRINCE (1994) und analog zu den hier vorliegenden Resultaten beobachten PAGOULATOS und SORENSSEN (1982) 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).

schwächer Form trifft dies auch für die USA zu. Auch hier zeigen Studien für die gesamte verarbeitende Industrie ausgeprägte Schwankungen des Einflusses der Anbieterkonzentration auf die Profite im Konjunkturzyklus (vgl. DOMOWITZ, HUBBARD und PETERSEN, 1986).

5 Zusammenfassung

In dem vorliegenden Beitrag stehen die Fragen nach den Determinanten und der Zyklizität 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 ökonomischer 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.

Literaturverzeichnis

- AIGINGER, K. (1994): Applied Industrial Organization: Towards a Theory Based Empirical Industrial Organization. Dordrecht u.a. (Kluwer Academic Publisher).
- AIGINGER, K.; WEISS, CH. (1998): Does it Pay to Be Flexible? Review of Industrial Organization 13, H. 5, S. 543-556.
- BAIN, J. S. (1951): 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.
- 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.
- 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.
- 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.
- HARROD, R. F. (1936): Imperfect Competition and the Trade Cycle. *Review of Economics and Statistics* 18, S. 84-88.
- KÖRNER, J.; WEISS, CH. (2001): „Die Zyklizität der Profite in der Ernährungswirtschaft: Ein internationaler Vergleich“. Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Working Paper EWP 0009. Kiel.
- 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).
- 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).
- PAGOULATOS, E.; SORENSEN, R. (1982): A Simultaneous Equation Analysis of Advertising, Concentration and Profitability. *Southern Economic Journal* 43, S. 728-741.
- PRINCE, Y. (1994): Price-Cost Margins in Dutch Manufacturing. (Tinbergen Institute Research Series No 86), Amsterdam.
- 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.
- SCHMALENSEE, R. (1989): Inter-Industry Studies of Structure and Performance. In: SCHMALENSEE, R.; WILLIG, R.D. (Hrsg.): *Handbook of Industrial Organization*. Volume II (Elsevier Science Publishers B. V.). S. 951-1009.
- 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.
- 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, L. (1974): The Concentration-Profits Relationship and Antitrust. In: GOLDSCHMIDT, J.; MANN, M.J.; WESTIN, F. (Hrsg.): *Industrial Concentration: The new Learning*. Boston, MA. (Little, Brown). S. 184-233.
- WEISS, C. (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.

Verfasser:

Dipl.-Volksw. JULIA KÖRNER und

Prof. Dr. CHRISTOPH WEISS Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre, Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Olshausenstraße 40, D-24098 Kiel (E-Mail: 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