

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

Drescher, Klaus; Weiss, Christoph R.

Working Paper

## Bestimmungsgründe der regionalen Marktstruktur im deutschen Lebensmitteleinzelhandel

FE Workingpaper / Universität Kiel, Department of Food Economics and Consumption  
Studies, No. 0104

**Provided in cooperation with:**

Christian-Albrechts-Universität Kiel (CAU)

Suggested citation: Drescher, Klaus; Weiss, Christoph R. (2001) : Bestimmungsgründe  
der regionalen Marktstruktur im deutschen Lebensmitteleinzelhandel, FE Workingpaper /  
Universität Kiel, Department of Food Economics and Consumption Studies, No. 0104, <http://hdl.handle.net/10419/23585>

**Nutzungsbedingungen:**

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

**Terms of use:**

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.*

Bestimmungsgründe der regionalen  
Marktstruktur im deutschen  
Lebensmitteleinzelhandel

Klaus Drescher  
und Christoph Weiss

Working Paper EWP 0104  
Department of Food Economics  
and Consumption Studies  
University of Kiel  
September 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](mailto:rstaehler@food-econ.uni-kiel.de)  
<http://www.food-econ.uni-kiel.de/>

## **Bestimmungsfaktoren der regionalen Marktstruktur im deutschen Lebensmitteleinzelhandel**

Klaus Drescher<sup>+)</sup>

und

Christoph Weiss<sup>++)</sup>

### **Abstract:**

Die öffentliche Diskussion über die Struktur des Lebensmitteleinzelhandels in Deutschland ist durch die Sorge über ein hohes Niveau (bzw. die weitere Zunahme) der Konzentration auf Unternehmensebene sowie eine Abnahme der Zahl der Verkaufsstätten geprägt. Die vorliegende Arbeit sucht nach Bestimmungsfaktoren der Anbieterstruktur auf regionaler Ebene für 50 deutsche Städte in der Periode 1993 bis 1999. Die ökonometrischen Schätzungen legen nahe, dass die Marktstruktur in der Ausgangssituation sowie Kosten- und Nachfragefaktoren die Zahl der Verkaufsstätten signifikant beeinflussen. Kleine Städte mit hohen und rasch steigenden Lohnkosten, einem hohen und zunehmendem Mietniveau sowie einer steigenden Arbeitslosenrate weisen einen signifikant stärkeren Rückgang der Zahl der Verkaufsstätten aus. Die Anbieterkonzentration wird primär durch Kostenfaktoren bestimmt, sie steigt mit dem Niveau der Miet- und Lohnkosten signifikant an.

**Schlüsselwörter:** Konzentration, Zahl der Verkaufsstätten, Lebensmitteleinzelhandel, deutsche Städte.

---

<sup>+)</sup>  Dr. Klaus Drescher, Institut für Agrarökonomie, Universität Kiel, Olshausenstr. 40, D-24118 Kiel, e-mail: kdrescher@agric-econ.uni-kiel.de

<sup>++)</sup> Prof. Dr. Christoph Weiss, Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre, Universität Kiel, Olshausenstr. 40, D-24118 Kiel. e-mail: cweiss@food-econ.uni-kiel.de

## **Bestimmungsfaktoren der regionalen Marktstruktur im deutschen Lebensmitteleinzelhandel**

### **1 Einleitung**

Der Lebensmitteleinzelhandel in der Bundesrepublik Deutschland unterliegt seit einigen Jahren sowohl auf lokaler/regionaler als auch auf nationaler Ebene einem stetigen Wandel. Die Zahl der Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte sinkt beständig, der Tante-Emma Laden von 'nebenan', welcher einst das städtische Bild prägte, ist nahezu völlig verschwunden. Dieser Prozess ist bis heute nicht abgeschlossen. Nach einer Prognose der Nielsen A.C. GmbH wird die Reduktion der Zahl der Verkaufsstätten im Lebensmitteleinzelhandel weiter voranschreiten. Lag diese im Jahr 1995 noch bei 77.200, so wird sich ihre Zahl bis zum Jahr 2005 auf etwa 55.600 reduzieren (De Vries, 1999).

Parallel dazu ist auf Unternehmensebene ein fortlaufender Konzentrationsprozess zu beobachten. So stieg der Anteil der 10 größten Lebensmitteleinzelhandelsunternehmen am Gesamtumsatz der Branche von 45 % im Jahr 1978 auf 68 % im Jahr 1990 und liegt mittlerweile bei etwa 84 % (M+M-Eurodata 2000), wobei diese Entwicklung entgegen der Erwartung der Monopolkommission (Monopolkommission 1994/1995) in den letzten Jahren verstärkt vorangeschritten ist. Das hohe Niveau der Konzentration im Lebensmitteleinzelhandel auf nationaler Ebene wird auf lokaler bzw. regionaler Ebene noch wesentlich übertroffen. Im Jahr 1993 lag die durchschnittliche Konzentration in 50 Städten für die 6 größten Anbieter ( $CR_6$ ) bei 90,9 % (Drescher, 1999), bis zum Jahr 1999 stieg diese dann auf 93,6 % an. Allerdings ist eine erhebliche regionale Variabilität bezüglich der Entwicklung der Zahl der Verkaufsstätten sowie der Unternehmenskonzentration zu beobachten.

Beide Aspekte, (1) das hohe Niveau bzw. die weitere Zunahme der Konzentration auf Unternehmensebene sowie (2) die Abnahme der Zahl der Verkaufsstätten im Lebensmitteleinzelhandel in einzelnen Regionen werden von vielen mit großer Besorgnis beobachtet, zumal als Folge beider Tendenzen eine Verminderung der Konsumentenwohlfaht befürchtet wird.<sup>1</sup> Während ersteres die Gefahr wachsender (regionaler) Marktmacht einzelner Handelsunternehmen verbunden mit einem Ansteigen der Preise über das Wettbewerbsniveau

---

<sup>1</sup> Schon Anfang der 80er Jahre untersagte das Bundeskartellamt eine Reihe von Unternehmenszusammenschlüssen und -aufkäufen im Lebensmittelhandel. Diese Untersagungen wurden von den Unternehmen jedoch gerichtlich angefochten und von den Gerichten ausnahmslos aufgehoben. Seit diesen Prozessen hat das Bundeskartellamt alle Unternehmensaufkäufe genehmigt, zumeist sogar ohne gravierende Auflagen. Dennoch werden auch heute wiederholt Stimmen laut, die ein massiveres Eingreifen des Bundeskartellamtes fordern (Gieskes, 1997).

birgt, wird die Reduktion der Zahl der Verkaufsstätten durch die damit einhergehende Verlängerung der Einkaufswege als nachteilig für Konsumenten angesehen.<sup>2</sup>

In dieser Arbeit soll der Frage nach den Bestimmungsfaktoren der eben geschilderten Veränderung der Anbieterstruktur auf regionaler Ebene nachgegangen werden. Wenngleich die verwendeten Daten (Beobachtungen für 50 deutsche Städte für die Jahre 1993 und 1998) auch keinen ökonometrischen Test zwischen verschiedenen formalen Modellen zur Veränderung der Marktstruktur erlauben, so lassen sich daraus dennoch Aussagen über empirisch bedeutsame Determinanten der Änderung der Zahl der Verkaufsstätten sowie der Unternehmenskonzentration im Lebensmitteleinzelhandel ableiten. Abschnitt 2 gibt einen kurzen Überblick über die vorhandene Literatur zur Veränderung der Marktstruktur. In Abschnitt 3 werden die verwendeten Daten sowie die Ergebnisse der empirischen Analyse diskutiert. Abschnitt 4 fasst die Ergebnisse zusammen und weist auf Erweiterungsmöglichkeiten der Arbeit hin.

## **2 Literaturüberblick**

Obwohl der Struktur der Angebotsmärkte innerhalb der industrie-ökonomischen Forschung eine herausragende Bedeutung zukommt, gibt es bislang keine umfassende, universell akzeptierte Theorie der Determinanten der Marktstruktur. Vielmehr besteht eine Vielzahl von parallelen Erklärungsansätzen, die kaum miteinander verzahnt sind und die auf unterschiedlichsten Annahmen beruhen (Davies und Lyons, 1991).

Ausgangspunkt einer Reihe von Modellen zur Analyse der Änderung der Marktstruktur im Zeitablauf ist die Beobachtung einer nicht-symmetrischen Verteilung der Unternehmensgrößen. Einer geringen Zahl von sehr großen Unternehmen steht eine höhere Anzahl mittel-großer Unternehmen gegenüber, die Masse der Firmen ist jedoch in der Gruppe der kleinen Unternehmen zu finden. Diese Beobachtung lässt sich mit verschiedenen Verteilungstypen statistisch charakterisieren, die bekanntesten sind zweifellos die "Log-normale" und die "Pareto Verteilung". Robert Gibrat konnte 1953 zeigen, dass eine Log-normale Verteilung als Ergebnis eines zufälligen Wachstumsprozesses entsteht. Stochastische

---

<sup>2</sup> Gerade diese Entwicklung der Entleerung von Stadt- und Kernzonen hat zu einem stark diskutierten Paradoxon der partiellen Unterversorgung von regional wenig mobilen Personen (z.B. ältere oder behinderte Menschen) in einer Wohlstandsgesellschaft geführt. Gleichzeitig wird durch die Konzentrationstendenzen im Lebensmitteleinzelhandel eine zunehmende Nachfragemacht des Handels gegenüber der Lebensmittelindustrie befürchtet. Das Bundeskartellamt spricht in diesem Zusammenhang von einer „Unverzichtbarkeit“ bestimmter Handelsunternehmen für den Absatz der Lebensmittelproduzenten. Auf die Auswirkungen der Konzentrationsentwicklung im Handel wird ausführlicher in Schmidt (1997) eingegangen.

Modelle betonen die Zufälligkeit und das Glück zur Erklärung betrieblicher Wachstumsprozesse. Es sind mechanistische Modelle, in denen die Unternehmer lediglich als passive Teilnehmer an einem Glücksspiel fungieren. Zwei Aspekte dieses Modelltyps sind besonders hervorzuheben: seine Einfachheit sowie das Fehlen jeglicher ökonomischer Argumentation. Gerade der zweite Aspekt mindert aber die Bedeutung dieses Modells als Basis zur Analyse wirtschaftspolitisch relevanter Fragen. Eine Erweiterung dieser Argumentation durch die Betonung ökonomischer Zusammenhänge ist daher unumgänglich.

Aufbauend auf Bains Überlegungen (1956), sehen Vertreter des 'Structure – Conduct – Performance' Ansatzes die Konzentration am Beginn einer Kette, die letztlich zu Erfolgsgrößen wie der Profitabilität von Unternehmen führt. Die Marktstruktur bedingt das Verhalten der Marktteilnehmer, welches schließlich das Ergebnis determiniert. Über die Determinanten der Marktstruktur selbst wird wenig ausgesagt. In den Lehrbüchern der Mikroökonomie wird die optimale Größe gewinnmaximierender Firmen sowie deren Anzahl (und damit die Marktstruktur) ausschließlich durch den Verlauf der Kostenkurven determiniert. In der einfachsten Modellversion wird in einer stationären Umgebung eine für alle Betriebe identische Produktionstechnologie unterstellt, die durch steigende Grenzkosten charakterisiert ist, woraus eine ebenfalls für alle Betriebe identische optimale Betriebsgröße folgt. Bei vollkommener Konkurrenz auf dem betrachteten Markt und freiem Marktzutritt muss ein Abweichen von dieser Optimalgröße ( $ES = \text{efficient size}$ ) in beiden Richtungen zu einem Ausscheiden dieses Betriebes führen, weshalb die Betriebsgrößenunterschiede im Lauf der Zeit abnehmen und schließlich lediglich ein einziger Betriebstypus überleben sollte. Bei einer gegebenen Nachfrage von  $X_c$  Einheiten lässt sich der Markt in  $X_c/ES$  Unternehmen aufteilen. Allein dieses Verhältnis bestimmt die Zahl der Anbieter sowie den Grad der Konzentration.

Dieser einfache Erklärungsansatz schlägt jedoch fehl, wenn beispielsweise von einer L-förmigen Durchschnittskostenfunktion ausgegangen wird. Hier kann lediglich eine Mindestgröße für eine effiziente Produktion ( $MES = \text{minimum efficient size}$ ) definiert werden. Jenseits dieser Schwelle ist die Betriebsgröße und damit auch die Marktstruktur indeterminiert. Ijiri und Simon (1977) kritisieren diesen Ansatz zurecht indem sie feststellen: „The theory either predicts the facts incorrectly or makes no predictions at all“ (S. 10).

Diese stark an den produktionstechnischen Gegebenheiten ausgerichteten Argumente werden durch neuere industrie-ökonomische Arbeiten erweitert. Zur Erklärung unterschiedlicher Wachstumsraten einzelner Unternehmen weisen Clarke und Davies (1982) auf unterschiedliche Niveaus der Produktionskosten der Unternehmen hin, welche wiederum durch

unterschiedliche Ausgaben für Forschung und Entwicklung bedingt sind (Dasgupta und Stiglitz, 1980). Die Ausgaben für Forschung und Entwicklung determinieren damit die Strukturentwicklung von Branchen.

Besonders dynamisch hat sich jener Bereich der neueren industrie-ökonomischen Literatur entwickelt, der sich auf den Markteintritt neuer Firmen mit differenzierten Produkten konzentriert. Ob neue Anbieter auftreten, ist entscheidend von der Höhe der Markteintrittsbarrieren abhängig (Sutton, 1992). Eine starke Bindung der Konsumenten an die bereits im Markt angebotenen Produkte bzw. eine breite Produktpalette erschwert den Eintritt neuer Konkurrenten. Vor diesem Hintergrund kann der Einsatz von Werbung (zur Erhöhung der Produktbindung bzw. als Mittel der Produktdifferenzierung) als Strategie der auf dem Markt agierenden Unternehmen verstanden werden, um den Eintritt neuer Konkurrenten zu unterbinden. Verschiedene empirische Studien zur Analyse der Determinanten der Marktstruktur stellen einen signifikanten Einfluss der Ausgaben für Werbung auf die Anbieterkonzentration fest.<sup>3</sup> Unter Bezugnahme auf die spezifische Situation einzelner Branchen der Ernährungswirtschaft wird dieser Zusammenhang ausführlich in Sutton (1992) analysiert.

Für das Verständnis der spezifischen Situation des Lebensmitteleinzelhandels werden von verschiedenen Autoren (Barth, 1989, Schmidt (1997) sowie Aiginger, Wieser und Wüger (1999)) eine Reihe von Einflussfaktoren genannt, die sich je nach ihrer primären Zielrichtung in drei Gruppen gliedern lassen: Ursachen auf der dem Handel nachgelagerten Wirtschaftsstufe der Konsumenten, spezifische Ursachen auf der Handelsstufe, sowie Ursachen auf der dem Handel vorgelagerten Wirtschaftsstufe der Industrie. Eine zunehmende Mobilität der Verbraucher sowie die gestiegene Erwerbstätigkeit von Frauen fördern den Trend zum „one-stop-shopping“ und erhöhen die Attraktivität großflächiger Verkaufsstätten. Dadurch entsteht ein Strukturvorteil für große Handelsunternehmen, insbesondere Filialisten, die über die nötigen finanziellen Kapazitäten und Verteilungssysteme für große Verkaufsflächen verfügen. Dies wird zusätzlich verstärkt durch die verbesserten Möglichkeiten der Bevorratung der Waren durch die Konsumenten. Stagnierende bzw. sinkende Bevölkerungszahlen und gesättigte Märkte sowie der damit verbundene rückläufige Anteil der Ausgaben für Nahrungsmittel an den Gesamtausgaben haben ferner die Wettbewerbsintensität auf der Stufe des Lebensmittelhandels deutlich erhöht. Ein intensiver

---

<sup>3</sup> Die empirische Literatur zu diesem Themenbereich ist zu umfangreich, um an dieser Stelle ausführlicher diskutiert zu werden. Als Beispiele aus dem Bereich der Ernährungsindustrie seien lediglich die Arbeiten von Zellner (1989) für die USA sowie Oustapassidis et al. (2000) für Griechenland genannt.

Preiswettbewerb auf der Absatzseite erhöht den Druck zu Kostensenkung und zur Rationalisierung auf der Ebene des Handels. Kostensenkungspotentiale lassen sich in Teilbereichen durch eine Ausdehnung der gehandelten Menge realisieren (steigende Skalenerträge), etwa durch eine bessere Auslastung der Logistik und der Lagerhaltung, durch sinkende Stückkosten im Einkauf, sowie eine effizientere Nutzung der Möglichkeiten der Werbung. Steigende Skalenerträge in diesen Bereichen wirken ebenfalls konzentrationssteigernd. Hinzu kommen Vorteile großer Unternehmen im Bereich des strategischen Marktverhaltens. Aiginger et al. (1999) betonen besonders Vorteile bei der Marktsegmentierung durch Preisdifferenzierung und Sonderangebote sowie bei der Kundenbindung durch Aktionen (Treuekarten, Gewinnspiele). Schließlich wird auf der Ebene der dem Handel vorgelagerten Industrie die Konditionenpolitik der Hersteller, die große Abnahmemengen und hohen Warenumsatz durch den Handel überproportional belohnt, für die Konzentrationsprozesse im Lebensmitteleinzelhandel mitverantwortlich gemacht (Barth, 1989).

Als weiterer Grund für die Zunahme der Konzentration sind darüber hinaus institutionelle Markteintrittsbarrieren wie z.B. eine restriktive Bauordnung oder Raumplanung zu nennen. Diese führt bei der Neuansiedelung von größeren Betriebsstätten zu einem Bestandsschutz der bereits etablierten Betriebe („first-mover-Vorteil“). Fehlt die Möglichkeit zur Neuansiedelung, so werden expandierende, finanzstarke Unternehmungen zum Kauf kleinerer und mittelständischer Unternehmen an strategischen Standorten übergehen, wodurch die Unternehmenskonzentration erneut ansteigt.

Wie bereits erwähnt, liegt kein allgemeines theoretische Modell der Entwicklung der Marktstruktur im Lebensmittelhandel vor, welches als alleinige Basis für die folgenden empirischen Analysen verwendbar wäre. Ein ökonomische Test der zuvor diskutierten Argumente wird ferner durch die Tatsache erschwert, dass viele der genannten Einflüsse nicht quantifizierbar sind, wodurch sie sich einer Berücksichtigung im Rahmen einer ökonomischen Analyse entziehen. Die folgende empirische Analyse sollte daher nicht als Test zwischen konkurrierenden Theorien verstanden werden, sondern vielmehr als Versuch des Nachweises der in verschiedenen Theorien vermuteten systematischen Einflüsse auf die Marktstruktur im Lebensmitteleinzelhandel.

### **3 Daten und empirische Ergebnisse**

Die empirische Umsetzung der zuvor geschilderten Erklärungsansätze zur Analyse von Veränderungen der Marktstruktur basiert durchwegs entweder (a) auf Querschnittsanalysen

verschiedener Branchen zu einem bestimmten Zeitpunkt, (b) auf Zeitreihenanalysen der Konzentrationsänderung innerhalb einer Branche oder (c) in den letzten Jahren verstärkt auf der Kombination beider Ansätze im Rahmen von Paneldaten Modellen. Empirische Analysen, welche auf regionale Unterschiede der Konzentration innerhalb einer Branche sowie deren Veränderung im Zeitablauf abstellen, sind im Gegensatz dazu kaum vorhanden. Dies ist besonders erstaunlich angesichts der beobachteten deutlich ausgeprägten Unterschiede in der Konzentration einer Branche zwischen einzelnen Regionen.

Die vorliegende Analyse der Veränderung der Marktstruktur im Lebensmitteleinzelhandel basiert auf den Daten der von M+M Eurodata zur Verfügung gestellten Handelsdatenbank für 50 deutsche Städte in den Jahren 1993 und 1999. Die Datenbank von M+M Eurodata enthält Informationen über alle Geschäfte des erweiterten Lebensmitteleinzelhandels in der Bundesrepublik Deutschland. Dazu zählen Discounter ebenso wie Supermärkte, Warenhäuser und Drogeriemärkte, nicht jedoch Tankstellen oder Kioske, die zum Teil auch ein begrenztes Sortiment an Lebensmitteln vertreiben. In der vorliegenden Arbeit orientiert sich die Auswahl der Städte an der Untersuchung von Ströhl (1994) zum zwischenörtlichen Vergleich des Verbraucherpreisniveaus. Berücksichtigt werden alle Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte, die sich innerhalb der politischen Grenzen dieser 50 Städte befinden<sup>4</sup>. Aus dem Datensatz eliminiert wurden ferner Drogeriemärkte und Geschäfte, die vornehmlich nicht Lebensmittel vertreiben<sup>5</sup>. Die einzelnen Geschäftsfilialen wurden je nach Unternehmenszugehörigkeit zusammengefasst. Die Berechnung des regionalen Konzentrationsmaßes (des Herfindahl-Index) erfolgt auf der Basis der Marktanteile einzelner Lebensmitteleinzelhandelsunternehmen am Gesamtumsatz aller Lebensmitteleinzelhandelsunternehmen in der jeweiligen Stadt (vgl. Tabelle 1).<sup>6</sup> Der Herfindahl-Index berücksichtigt – im Gegensatz zur Konzentrationsrate – sämtliche auf dem Markt tätigen Unternehmen, wobei die Gewichtung der Unternehmen mit einem höheren Marktanteil stärker ist als jene mit einem relativ

---

<sup>4</sup> Es sei an dieser Stelle angemerkt, daß die Begrenzung auf Geschäfte, die sich innerhalb der politischen Stadtgrenzen befinden, jene Geschäfte vernachlässigt, die am Stadtrand liegen und damit dem benachbarten Stadt-/Landkreis zugeordnet werden. Eine Einbeziehung dieser Geschäfte ist nicht möglich, da ein eindeutiges und nachvollziehbares Zuordnungs- bzw. Abgrenzungskriterium fehlt.

<sup>5</sup> So blieben z. B. die Geschäfte des Unternehmens „Kloppenburg“ unberücksichtigt, ebenso wie Geschäfte des Drogerieunternehmens „Schlecker“. Für Warenhäuser mit großer Lebensmittelabteilung, wie zum Beispiel Karstadt, in denen der Umsatz der Lebensmittelabteilung nicht isoliert ausgewiesen wurde, musste dieser auf Basis der von M+M-Eurodata zur Verfügung gestellten Daten geschätzt werden.

niedrigen Marktanteil. Neben dem Herfindahl-Index ( $HI_{99}$ ) dient die Zahl der Verkaufsstätten ( $N_{99}$ ) als Maß der Marktstruktur.

In Tabelle 1 werden der errechnete Herfindahl-Index für 1993 und 1999 sowie die Zahl der Verkaufsstätten in beiden Jahren ausgewiesen. Die genannten Städte aus dem gesamten Bundesgebiet umfassen dabei ein breites Spektrum von Städten in „ländlichen Räumen geringer Dichte“ (dies entspricht dem Regionstyp 7,  $RT_7 = 1$ ) bis zu jenen in „hochverdichteten Agglomerationsräumen“ (Regionstyp 1,  $RT_1 = 1$ ) sowie von Städten mit 42.000 (Stendal) bis zu solchen mit 3,5 Mio. Einwohnern (Berlin).

---

<sup>6</sup>  $HI_t = \sum_{i=1}^n s_{i,t}^2$  wobei  $s_{i,t} = Q_{i,t}/Q_t$  mit  $Q_{i,t} = \sum_{j=1}^{m_i} q_{i,j,t}$  und  $Q_t = \sum_{i=1}^n Q_{i,t}$ . Hier symbolisiert  $n$  die Zahl der Unternehmen,  $m_i$  die Zahl der Verkaufsstätten des Unternehmens  $i$ ,  $q_{i,j,t}$  den Umsatz der Verkaufsstätte  $j$  des Unternehmens  $i$  und  $t$  die Zeit.

Tabelle 1: Veränderung der Konzentration und der Zahl der Geschäfte in 50 ausgesuchten Städten

<b>Stadt (Regionstyp)</b>	<b>Herfindahl-index 1993</b>	<b>Herfindahl-index 1999</b>	<b>Verkaufs-stätten 1993</b>	<b>Verkaufs-stätten 1999</b>
Aachen ( <i>RT</i> = 2)	0,167	0,229	107	95
Bautzen ( <i>RT</i> = 5)	0,502	0,345	26	23
Berlin ( <i>RT</i> = 2)	0,161	0,183	1150	1280
Bonn ( <i>RT</i> = 1)	0,170	0,182	123	120
Braunschweig ( <i>RT</i> = 3)	0,203	0,295	107	99
Bremen ( <i>RT</i> = 2)	0,197	0,236	255	239
Chemnitz ( <i>RT</i> = 2)	0,239	0,170	116	148
Cuxhaven ( <i>RT</i> = 4)	0,241	0,328	32	33
Dresden ( <i>RT</i> = 2)	0,140	0,157	166	199
Düsseldorf ( <i>RT</i> = 1)	0,245	0,285	237	211
Eisenhüttenstadt ( <i>RT</i> = 2)	0,283	0,276	19	13
Erfurt ( <i>RT</i> = 4)	0,213	0,163	149	91
Essen ( <i>RT</i> = 1)	0,184	0,182	258	250
Frankfurt a. M. ( <i>RT</i> = 1)	0,279	0,300	241	227
Freiberg ( <i>RT</i> = 2)	0,384	0,338	24	25
Freiburg im B. ( <i>RT</i> = 3)	0,148	0,154	99	90
Friedrichshafen ( <i>RT</i> = 5)	0,216	0,417	32	21
Fulda ( <i>RT</i> = 6)	0,216	0,171	51	32
Gera ( <i>RT</i> = 4)	0,165	0,197	44	52
Gießen ( <i>RT</i> = 5)	0,211	0,214	33	34
Greifswald ( <i>RT</i> = 7)	0,259	0,221	27	31
Halle ( <i>RT</i> = 3)	0,229	0,189	116	113
Hamburg ( <i>RT</i> = 2)	0,146	0,176	620	623
Hannover ( <i>RT</i> = 2)	0,197	0,256	206	209
Heidenheim ( <i>RT</i> = 3)	0,242	0,304	28	24
Herford ( <i>RT</i> = 1)	0,237	0,234	36	37
Karlsruhe ( <i>RT</i> = 1)	0,142	0,168	126	112
Kassel ( <i>RT</i> = 4)	0,275	0,381	108	83
Kiel ( <i>RT</i> = 3)	0,208	0,182	96	94
Leipzig ( <i>RT</i> = 2)	0,165	0,154	115	196
Magdeburg ( <i>RT</i> = 4)	0,162	0,204	121	140
Mainz ( <i>RT</i> = 3)	0,285	0,260	82	81
München ( <i>RT</i> = 2)	0,177	0,185	491	492

Nordhorn ( $RT = 6$ )	0,260	0,268	25	26
Nürnberg ( $RT = 2$ )	0,242	0,251	233	211
Passau ( $RT = 6$ )	0,148	0,172	40	41
Pirmasens ( $RT = 4$ )	0,206	0,204	39	30
Regensburg ( $RT = 4$ )	0,337	0,420	80	73
Rostock ( $RT = 4$ )	0,139	0,139	113	114
Saarbrücken ( $RT = 1$ )	0,324	0,260	86	91
Schwedt / Oder ( $RT = 7$ )	0,324	0,237	23	20
Schwerin ( $RT = 7$ )	0,201	0,131	49	47
Siegen ( $RT = 3$ )	0,278	0,193	63	57
Stendal ( $RT = 7$ )	0,195	0,185	24	25
Stuttgart ( $RT = 1$ )	0,154	0,169	219	198
Suhl ( $RT = 6$ )	0,208	0,182	22	24
Unna ( $RT = 1$ )	0,193	0,218	25	25
Weiden ( $RT = 7$ )	0,187	0,207	43	36
Wittenberg ( $RT = 6$ )	0,270	0,226	19	22
Würzburg ( $RT = 4$ )	0,132	0,215	74	58
<b>Mittelwert</b>	0,222	0,228	132,360	132,300
<b>Stabw</b>	0,070	0,069	187,196	202,362

Quelle: Eigene Berechnungen nach M+M Eurodata.

Bemerkungen: Für die Zugehörigkeit zum „differenzierten siedlungsstrukturellen Regionstyp“ wurde die Klassifikation des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung (1999) übernommen. Diese unterscheidet zwischen: „hochverdichteten Agglomerationsräumen“ ( $RT=1$ ), „Agglomerationsräumen mit herausragenden Zentren“ ( $RT=2$ ), „verstäderte Räume höherer Dichte“ ( $RT=3$ ), „verstädtere Räume mittlerer Dichte mit großen Oberzentren“ ( $RT=4$ ), „verstädtere Räume mittlerer Dichte ohne großen Oberzentren“ ( $RT=5$ ), „Ländliche Räume höherer Dichte“ ( $RT=6$ ), und „ländliche Räume geringerer Dichte“ ( $RT=7$ ).

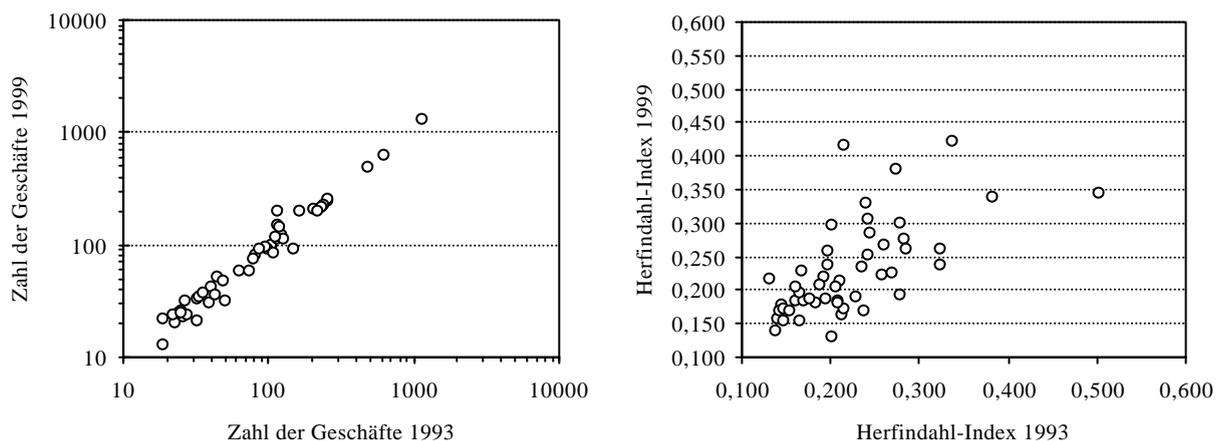
Für die Auswahl der Jahre 1993 und 1999 waren vor allem folgenden Gründe verantwortlich:

- Im Jahr 1993 wurde vom Statistischen Bundesamt ein zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten durchgeführt (Ströhl, 1994). Für diesen Vergleich wurden nicht nur Preisangaben von Lebensmitteln erhoben, sondern auch Preise für Mieten, Heizöl, Gas etc. Diese Variablen bzw. deren Veränderungen im Zeitablauf fließen in die vorliegende Analyse ein. Gerade die Kostendaten für das Jahr 1993 wären auf anderem Wege kaum zu erfassen gewesen.
- Der Zeitraum zwischen 1993 und dem Beginn des Jahres 1999 ist hinsichtlich der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung relativ stabil gewesen. Ein Strukturbruch konnte für diese Jahre nicht beobachtet werden.

- Der Zeitraum der empirischen Analyse sollte auch nicht zu klein gewählt sein, da ansonsten die Konzentrationsänderungen – die absolute als auch die Varianz der Änderungen zwischen den Städten – für eine ökonometrische Analyse zu gering ausfallen würden. Eine Ausdehnung des Zeitraums hätte jedoch zur Folge, dass die Konzentration für die ostdeutschen Städte einer Verzerrung aufgrund der dann gerade erst vollzogenen Wiedervereinigung und der damit noch im Aufbau befindlichen Handelsstruktur unterlegen gewesen wäre.

Graphik 1 gibt einen ersten Eindruck über das Ausmaß der Veränderung der Marktstruktur zwischen 1993 und 1999 für 50 deutsche Städte.

Graphik 1: Die Veränderung der Zahl der Geschäfte sowie der Anbieterkonzentration in 50 deutschen Städten 1993 bis 1999 (log. Skala).



Graphik 1 verdeutlicht, dass die Veränderung der Marktstruktur auf regionaler Ebene sehr heterogen verläuft. Während die Zahl der Geschäfte in 28 Städten gesunken ist, beobachten wir in 21 Städten eine Zunahme in der gleichen Zeitperiode. Allerdings sind diese Veränderungen im Zeitablauf relativ gering. Wesentlich stärker ausgeprägt sind die regionalen Unterschiede in der Änderung des Herfindahl-Index. Hier ist die Abweichung von einer 45° Linie und damit die Veränderung gegenüber dem Ausgangsjahr 1993 ungleich größer. Inwieweit sich diese regionalen Unterschiede auf systematische Einflussfaktoren zurückführen lassen, wird im folgenden an Hand einer Regressionsanalyse untersucht.

Tabelle 1: Die Ergebnisse der Regressionsanalyse für die Änderung der Zahl der Verkaufsstätten sowie die Änderung des Herfindahl-Index

Erklärende Variablen	Symbol	Zahl der Geschäfte $N_{99}$		Herfindahl-Index $HI_{99}$	
		Parameter	(t-Wert)	Parameter	(t-Wert)
Konstante		-3,043	(-0,737)	-1,375	(-0,24)
<u>Struktur- und Regionalindikatoren</u>					
Zahl der Geschäfte 1993	$N_{93}$	0,339	(3,21) <sup>***</sup>		
Herfindahl-Index 1993	$HI_{93}$			0,741	(7,52) <sup>***</sup>
Durchschn. Geschäftsgröße	$FL_{93}$	-0,001	(-2,29) <sup>**</sup>	-0,001	(-0,99)
Dummyvariable für „Neue Bundesländer“	$OST$	-0,285	(-1,41)	0,482	(1,77) <sup>*</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_1$	-0,161	(-1,85) <sup>*</sup>	0,128	(1,07)
Differenzierter Regionstyp	$RT_2$	-0,071	(-0,92)	0,256	(2,33) <sup>**</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_3$	-0,09	(-1,14)	0,141	(1,25)
Differenzierter Regionstyp	$RT_4$	-0,045	(-0,65)	0,329	(3,34) <sup>***</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_5$	-0,035	(-0,32)	0,299	(1,95) <sup>*</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_6$	0,017	(0,22)	0,018	(0,16)
<u>Kostenindikatoren</u>					
Lohnkosten 1993	$LOHN_{93}$	-1,295	(-2,53) <sup>**</sup>	1,840	(2,61) <sup>**</sup>
Änd. d. Lohnkosten	$\Delta LOHN$	-1,633	(-2,31) <sup>**</sup>	0,429	(0,43)
Mietkosten	$MIETE_{93}$	-0,018	(-2,69) <sup>**</sup>	0,100	(1,05)
Änd. d. Mietkosten	$\Delta MIETE$	-0,114	(-1,53)	0,211	(2,03) <sup>**</sup>
Gewerbesteuersatz	$T_{93}$	-0,064	(-0,16)	-0,403	(-0,69)
Änd. d. Gewerbesteuer	$\Delta T$	0,576	(1,31)	0,332	(0,53)
<u>Nachfrageindikatoren</u>					
Bevölkerungszahl	$BEV_{93}$	0,646	(6,22) <sup>***</sup>	-0,018	(-0,32)
Änd. d. Arbeitslosenrate	$\Delta ALR$	-0,243	(-1,78) <sup>*</sup>	-0,270	(-1,39)
Preisniveau	$PI_{93}$	0,720	(0,74)	-0,419	(-0,32)
Mult. Bestimmtheitsmaß	$R^2(\text{adj})$		0,988		0,702
F-Stat. [Freiheitsgrade]	F[18, 31]		235,63		7,41

Bemerkungen: \*\*\*, \*\* bzw. \* symbolisieren einen auf dem 1%-igen, 5%-igen bzw. 10%-igen Signifikanzniveau von Null verschiedenen Einfluss einer Variable.

Tabelle 1 weist die Ergebnisse von zwei ökonometrischen Modellen aus, die jeweils in doppel-logarithmischer Form geschätzt wurden. In Spalte (1) werden die Unterschiede in der Veränderung der Zahl der Verkaufsstätten auf eine Reihe von regionalen Einflussfaktoren zurückgeführt, während in Spalte (2) die Veränderung des Herfindahl-Index der Anbieterkonzentration als abhängige Variable dient. Ein Vergleich der beiden Modelle zeigt, dass die verwendeten Einflussfaktoren die Veränderung der Zahl der Geschäfte gut, die Änderung des Herfindahl-Index jedoch nur zu einem geringeren Teil nachvollziehen können.

Sowohl in Spalte (1) als auch in Spalte (2) wird ein signifikanter und positiver Einfluss der endogen verzögerten Variable (Zahl der Geschäfte 1993 bzw. Herfindahl-Index 1993) ausgewiesen. Dies deutet auf die Existenz von Beharrungseffekten bzw. einer verzögerten Anpassung der Anbieterstruktur auf exogene Änderungen hin. Städte, die sich in der Ausgangssituation durch eine große Zahl an Verkaufsstätten bzw. durch eine hohe Anbieterkonzentration auszeichnen, zeigen auch in der Folgeperiode eine höhere Zahl der Geschäfte bzw. der Anbieterkonzentration als jene Städte, in denen die Zahl der Geschäfte bzw. die Anbieterkonzentration geringer war. Der Einfluss aller weiteren Variablen auf die Zahl der Geschäfte sowie die Anbieterkonzentration im Jahr 1999 ist jeweils vor dem Hintergrund einer gegebenen Marktstruktur in der Ausgangsperiode 1993 zu interpretieren, diese Variablen beeinflussen somit die Änderung der Marktstruktur.

Die durchschnittliche Geschäftsgröße ( $FL_{93}$ ) – gemessen in Quadratmetern – wurde als weitere Variable für den Grad des Wettbewerbs mit in die Analyse aufgenommen (Cotterill, 1986; Marion et al., 1979). Große Lebensmittelgeschäfte bieten in der Regel eine größere Produktvielfalt und einen höheren Service an als kleine Läden. Sie ermöglichen eine Ein-Stop-Einkaufsstrategie für die Konsumenten und profitieren zudem von der Nutzung von ‘economies of scale’. Die Ergebnisse in Tabelle 1 zeigen, dass die Veränderung der Anbieterkonzentration von der durchschnittlichen Geschäftsgröße nicht signifikant beeinflusst wird. Hinsichtlich der Veränderung der Zahl der Geschäfte beobachten wir jedoch eine signifikant stärkere Reduktion in jenen Städten, die bereits in der Ausgangsperiode über großflächigere Verkaufsstätten verfügten.

Die Modellspezifikation wurde durch eine Reihe von regionalen Dummyvariablen (nach der Zugehörigkeit zum differenzierten siedlungsstrukturellen Regionstyp,  $RT_1$  bis  $RT_6$ ) ergänzt, die den zentralörtlichen Status sowie die Lage und die Größe des zu versorgenden Umlandes approximieren sollen. Signifikante Unterschiede in der Änderung der Marktstruktur zwischen den neuen und den alten Bundesländern lassen sich kaum feststellen. Der geschätzte

Parameterwert der Variablen *OST* ist Spalte 2 ist positiv, jedoch lediglich auf einem 10%-igen Signifikanzniveau von Null verschieden.

Eine regional divergierende Veränderung der Zahl der Geschäfte bzw. der Anbieterkonzentration mag ihren Ursprung in unterschiedlichen Entwicklungen von Kostenfaktoren finden. So kann ein hohes Niveau bzw. eine weitere Zunahme der Kosten Einzelhandelsgeschäfte zur Aufgabe bzw. zur stärkeren Realisierung von Skalenerträgen zwingen, letzteres läßt sich beispielsweise durch Fusionen erreichen. Dementsprechend wäre zu erwarten, dass die Zahl der Geschäfte mit einem Anstieg der Kosten sinkt, während die Anbieterkonzentration (Herfindahl-Index) ansteigt.

Tabelle 1 enthält drei verschiedene Kostenarten. Lohnkosten stellen neben den Kosten für den Wareneinkauf die wesentliche Kostenkomponente im Lebensmitteleinzelhandel dar (Binkley und Conner, 1998; Marion et al., 1979). Diese werden von den statistischen Landesämtern jedoch nicht auf Gemeinde- bzw. Städteebene erhoben. In der empirischen Analyse muss deshalb auf die Kosten für weibliche kaufmännische Angestellte – im Lebensmitteleinzelhandel arbeiten überwiegend Frauen – auf Länderebene (StBA, FS1, R 4.2.2, 1993 und 1999) zurückgegriffen werden. Da die 50 Städte auf alle Bundesländer einschließlich Stadtstaaten verteilt sind, konnten insgesamt 16 Lohnsätze (DM/Stunde brutto) bzw. deren Veränderung zwischen 1993 und 1999 in die Schätzgleichungen aufgenommen werden. Tabelle 1 zeigt, dass die Zahl der Betriebe (Spalte 1) in jenen Regionen besonders stark abgenommen hat bzw. der Herfindahl-Index (Spalte 2) besonders stark zugenommen hat, in denen die Löhne gestiegen sind bzw. im Ausgangsjahr bereits hoch waren. Der geschätzte Parameter der Variablen  $LOHN_{93}$  sowie  $\Delta LOHN$  ist in Spalte (1) negativ und signifikant von Null verschieden während der Einfluss der Variablen  $LOHN_{93}$  in Spalte (2) positiv und ebenfalls signifikant von Null verschieden ist.

Die zweite wesentliche Kostenkomponente im Einzelhandel sind Mieten (Potucek, 1987). Das Niveau der Mieten bzw. dessen Veränderung wird durch die Variablen  $MIETE_{93}$  bzw.  $\Delta MIETE$  erfasst. Grundlage für diese Variable sind Mieten für Geschäfte in 1-b-Lage mit mehr als 100 qm in Nebenkerngebieten. Lebensmitteleinzelhandelsgeschäfte sind vornehmlich in städtischen Randgebieten und nur in seltenen Fällen direkt im Stadtkern (in Fußgängerzonen) angesiedelt. Eine gestiegene Verbrauchermobilität und die zum Teil extrem hohen Mieten im Stadtkern haben zu dieser Entwicklung geführt (Kulke, 1992). Datengrundlage zur Berechnung vom  $MIETE_{93}$  und  $\Delta MIETE$  ist der RDM-Immobilienpreisspiegel von 1993 und 1999. Für jene Städte, in denen keine Angaben im Preisspiegel enthalten sind,

wurden Immobilienmakler in den jeweiligen Städten telefonisch kontaktiert und um Auskunft zum Mietniveau gebeten. Die Änderung der Mieten ( $\Delta MIETE$ ) weist einen, auf dem 10%-igen Signifikanzniveau von Null verschiedenen und signifikanten Einfluss auf die Veränderung der Anbieterkonzentration aus. Steigen die Mieten um 10% über die im Durchschnitt beobachtbare Mietänderung an, so legen die in Tabelle 1 ausgewiesenen Parameterwerte eine Zunahme von  $HI_{99}$  um 2,1% nahe. Das Ausgangsniveau der Mieten beeinflusst die Zahl der Geschäfte negativ und die Anbieterkonzentration positiv, allerdings ist der Einfluss dieser Variablen in Spalte (2) nicht signifikant von Null verschieden.

Als dritte Kostenkategorie, die häufig in ‘Structure-Conduct-Performance‘ Studien zum Lebensmitteleinzelhandel einfließt, werden das Niveau sowie die Änderung des Gewerbesteuersatzes in die ökonometrischen Modelle mitaufgenommen (Anderson, 1993). Der Gewerbesteuersatz wurde der Gemeindestatistik entnommen. Es kann erwartet werden, dass eine Zunahme der Gewerbesteuern mit einer Abwanderung von Einzelhandelsgeschäften bzw. mit einer weiteren Konzentration im Lebensmitteleinzelhandel verbunden ist. Die in Tabelle 1 ausgewiesenen Resultate können diese Hypothese jedoch nicht bestätigen, weder das Niveau der Steuern zum Ausgangspunkt ( $T_{93}$ ) noch deren Veränderung ( $\Delta T$ ) übt einen signifikanten Einfluss auf die Anbieterkonzentration oder die Zahl der Verkaufsstätten aus.

Als dritte Gruppe von Einflussfaktoren werden im folgenden drei Variablen diskutiert, die den Einfluss regionaler Unterschiede in der Nachfrage nach Lebensmitteln approximieren sollen. Nachdem auf regionaler Ebene für viele der hier untersuchten Städten keine Einkommens- oder Vermögenszahlen verfügbar sind, muss auf andere Proxyvariablen der Nachfrage, wie beispielweise die Einwohnerzahl ( $BEV_{93}$ ) bzw. die Höhe und Veränderung der Arbeitslosenrate ( $ALR_{93}$ ,  $\Delta ALR$ ) zurückgegriffen werden (Binkley und Conner, 1998; Cotterill, 1986). Große Städte weisen eine signifikant stärkere Zunahme der Zahl der Geschäfte auf, während die Änderung der Anbieterkonzentration von der Größe der Stadt unabhängig ist. Die Veränderung der Einwohnerzahl zwischen 1993 und 1999 trägt in keinem der beiden Modelle signifikant zum Erklärungsgehalt bei und wird deshalb in Tabelle 1 nicht ausgewiesen.

Neben einer hohen Einwohnerzahl kann die Veränderung der Arbeitslosenrate ( $\Delta ALR$ ) als Kaufkraftindikator interpretiert werden. Tatsächlich zeigt Spalte (1), dass eine Zunahme der Arbeitslosenrate mit einer Reduktion der Zahl der Geschäfte in einer Stadt verbunden ist, der Einfluss dieser Variablen ist auf einem 10%-igen Signifikanzniveau von Null verschieden. Das Niveau der Arbeitslosenrate übt jedoch weder auf die Änderung der Zahl der Geschäfte

noch auf die Änderung des Herfindahl-Index einen signifikanten Einfluss aus und wird in Tabelle 1 nicht ausgewiesen.

Als dritte Proxy-variable der regionalen Nachfrage wird das Preisniveau für Lebensmittel in der Ausgangsperiode ( $PI_{93}$ ) verwendet. Es wäre zu erwarten, dass sich neue Verkaufsstätten (zusätzliche Lebensmitteleinzelhandelsunternehmen) besonders in jenen Städten ansiedeln werden, in denen das Preisniveau für Lebensmittel in der Ausgangsperiode *ceteris paribus* besonders hoch ist. Die ausgewiesenen Schätzergebnisse können diese Vermutung jedoch nicht bestätigen. Unterschiede im Preisniveau in der Ausgangsperiode zwischen den einzelnen Regionen tragen in keiner Modellspezifikation signifikant zur Erklärung der Unterschiede in der Zahl der Verkaufsstätten bzw. der regionalen Anbieterkonzentration bei.

Eine Reihe weiterer Schätzexperimente wurden durchgeführt, um die Stabilität der hier ausgewiesenen Ergebnisse zu testen. Werden verschiedene Konzentrationsmaße ( $CR_3$ ,  $CR_4$ ,  $CR_5$ ) an Stelle des Herfindal-Index zur Approximation der Marktstruktur verwendet, so führt dies zu keiner wesentlichen Veränderung der Schätzergebnisse. Ähnlich stabil sind die hier ausgewiesenen Resultate auch hinsichtlich der Wahl der funktionalen Form der Schätzgleichungen. Schätzerexperimente, die lediglich auf die Analyse einer diskretionären Beobachtung wachsender oder sinkender Konzentration bzw. Zahl der Geschäfte abstellen (Probit- und Logit Modelle) weisen durchwegs ähnliche Resultate aus.

#### **4 Zusammenfassung und Diskussion**

Während die empirische Literatur auf der Basis des traditionellen Struktur-Verhaltens-Ergebnis-Ansatzes durchwegs auf eine Analyse der Unterschiede im Ergebnis, im Verhalten bzw. in der Struktur zwischen verschiedenen Branchen einer Region (meist auf nationaler Ebene) abzielt, liegt das Augenmerk der vorliegenden Arbeit auf der Untersuchung regionaler Unterschiede in der Marktstruktur innerhalb einer Branche, dem Lebensmitteleinzelhandel.

Die öffentliche Diskussion über die Struktur des Lebensmitteleinzelhandels in Deutschland ist durch zwei Tendenzen geprägt: (1) ein hohes Niveau bzw. die weitere Zunahme der Konzentration auf Unternehmensebene sowie (2) gleichzeitig eine Abnahme der Zahl der Verkaufsstätten. Diese beiden Prozesse lassen sich jedoch keineswegs durch homogene Abläufe auf nationaler Ebene beschreiben sondern sind durch erhebliche Unterschiede zwischen einzelnen Regionen charakterisiert. Die vorliegende Arbeit sucht nach Bestimmungsfaktoren der Änderung der Anbieterstruktur auf regionaler Ebene für 50 deutsche Städte für die Jahre 1993 und 1999.

Während regionale Unterschiede in der Veränderung der Zahl der Verkaufsstätten durch die verwendeten ökonometrischen Modelle zufriedenstellend nachvollzogen werden können, weisen die exogenen Variablen bei der Analyse der Veränderung der Anbieterkonzentration einen etwas geringeren Erklärungsgehalt auf. Die ökonometrischen Schätzungen legen nahe, dass neben der Marktstruktur in der Ausgangssituation sowohl die Veränderung der Kosten- als auch der Nachfragefaktoren die Zahl der Verkaufsstätten einer Region signifikant beeinflusst. Kleine Städte mit hohen und rasch steigenden Lohnkosten, einem hohen und zunehmendem Mietniveau sowie einer steigenden Arbeitslosenrate weisen einen signifikant stärkeren Rückgang der Zahl der Verkaufsstätten aus. Hinsichtlich der Veränderung des Herfindahl-Index der Anbieterkonzentration kann für die Änderung der Mieten sowie dem Niveau der Lohnkosten ein signifikanter Einfluss nachgewiesen werden, mit steigenden Miet- und Lohnkosten kommt es zu einer Beschleunigung der Konzentrationstendenzen im Lebensmitteleinzelhandel.

Aus wirtschaftspolitischer Perspektive ist bedeutsam, dass weder für das Niveau noch die Veränderung des Gewerbesteuersatzes ein signifikanter Einfluss auf die Veränderung der Marktstruktur festgestellt werden konnte. Die Höhe des Gewerbesteuersatzes kann somit nicht als effektives Instrument zur Beeinflussung der Marktstruktur im Lebensmitteleinzelhandel gelten. Vielmehr spielen andere Kostenfaktoren (wie die Miet- und Lohnkosten) eine ungleich bedeutsamere Rolle. Die Wirksamkeit alternativer Steuerungsinstrumente der Wirtschaftspolitik, wie z.B. Regelungen der Bauordnung sowie der Raumplanung, welche die Höhe der Markteintrittsbarrieren beeinflussen, kann an Hand der vorliegenden Analyse in Ermangelung geeigneter Variablen zur Quantifizierung dieser Einflüsse jedoch nicht abgeschätzt werden. Zumal die Folgen der strukturellen Änderungen im Lebensmitteleinzelhandel auf regionaler Ebene sowohl von Konsumenten, Produzenten und (wirtschafts-)politischen Entscheidungsträgern mit großer Aufmerksamkeit und zum Teil mit erheblicher Sorge verfolgt werden, erscheint eine verstärkte Zuwendung der industrieökonomischen Forschung zu diesem Themenbereich in Zukunft erforderlich.

## **Literaturverzeichnis**

AIGINGER, K., WESER R., und WÜGER, M. (1999), Marktmacht im Lebensmitteleinzelhandel, *Wifo-Monatsberichte* 12, S. 797-809.

- ANDERSON K. B. (1993). Structure-Performance Studies of Grocery Retailing: A Review, in: Competitive Strategy Analysis in the Food System, ed.: R. W. Cotterill, 203-219.
- BAIN, J.S. (1956). Barriers to new Competition. Harvard University Press: Cambridge, Mass.
- BARTH, K., (1989). Ursachen der Konzentration im Einzelhandel, in: Lueck, W., (Hrsg). Wirtschaftswissenschaft in Theorie und Praxis, Marburg, S. 85-97.
- BINKLEY, J., J. CONNOR, (1998), Grocery Market Pricing and the New Competitive Environment, *Journal of Retailing*, Vol. 74(2), 273-294.
- CLARKE, R., S.W. DAVIES (1982). Aggregate Concentration, Market Concentration and Diversification. *Economic Journal*, 93, S. 183-192.
- COTTERILL, R. (1986). Market Power in the Retail Food Industry: Evidence from Vermont, *The Review of Economics and Statistics*, No. 68, S. 379-386.
- DASGUPTA, P., J. STIGLITZ (1980). Industrial structure and the nature of innovative activity, *Economic Journal*, 90, S. 266-293.
- DAVIES, S., B. LYONS (1991). Economics of Industrial Organisation, London: Longman
- DE VRIES, J. (1999). Drei Supermarktgenerationen, *Lebensmittelpraxis* 10, 21.05.1999, S. 70-80.
- DRESCHER, K. (1999). Preisbildung und Konzentration im deutschen Lebensmitteleinzelhandel. *Agrarwirtschaft - Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Marktforschung und Agrarpolitik*, Nr. 48, Heft 6, Frankfurt am Main, S. 230-239.
- GIESKES, H. (1997). Vorstoß gegen die Macht der Handelskonzerne, *Die Welt*, 14.10.1997, online.
- IJIRI, Y., H.A. SIMON (1977). Skew Distributions and the Sizes of Business Firms, Amsterdam: North Holland.
- KULKE, E. (1992). Structural Change and Spatial Response in the Retail Sector in Germany. *Urban-Studies*. 29(6), S. 965-977.
- MARION, B. W., W.F. MUELLER, R.W. COTTERILL, F.E. GEITHMAN, and J.R. SCHMELZER (1979). The Food Retailing Industry: Market Structure, Profits and Prices, New York: Praeger.
- MM-EURODATA (1993 u. 2000). Handelsdatenbank. Frankfurt.
- MONOPOLKOMMISSION (versch. Jg.). Hauptgutachten. Baden-Baden.

- NIELSEN A.C. GMBH (1996). Prognose 2005: Geschäfte im LEH. *MILCH-MARKETING* 10/1996, S. 8.
- OUSTAPASSIDIS, K., A., VLACHVELI, O., NOTTA. (2000). Efficiency and Market Power in Greek Food Industries. *American Journal of Agricultural Economics*, 82, S. 623-629.
- POTUCEK, V. (1987). Strukturelle Wandlungen im deutschen Lebensmitteleinzelhandel und ihre Auswirkungen auf den Wettbewerb. Berlin.
- RDM (1993). RDM-Immobilienpreisspiegel 1993 und 1998, Hamburg.
- SCHERER, F.M., D. ROSS (1990). Industrial Market Structure and Economic Performance. 3. Auflage, Boston.
- SCHMIDT, I., (1997). Handelskonzentration, Nachfragemacht und 6. GWB-Novelle, *Wirtschaft und Wettbewerb*, 47, S. 101-120.
- STBA, FS1, R 4.2.2, 1993 und 1999.
- STRÖHL, G. (1994). Zwischenörtlicher Vergleich des Verbraucherpreisniveaus in 50 Städten. *Wirtschaft und Statistik*, Nr. 6, S. 415-434.
- SUTTON, J., (1992). Sunk Costs and Market Structure, The MIT Press, Cambridge and London.
- ZELLNER, J.A., (1989). A Simultaneous Analysis of Food Industry Conduct, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, S. 105-115.

Tabelle A-1: Die Ergebnisse der Regressionsanalyse für die Änderung der Zahl der Verkaufsstätten sowie die Änderung des Herfindahl-Index

Erklärende Variablen	Symbol	Zahl der Geschäfte		Herfindahl-Index	
		$N_{99}$ Parameter	(t-Wert)	$HI_{99}$ Parameter	(t-Wert)
Konstante		-1,872	(-2,43)**	0,440	(0,35)
<u>Struktur- und Regionalindikatoren</u>					
Zahl der Geschäfte 1993	$N_{93}$	0,382	(4,61)***		
Herfindahl-Index 1993	$HI_{93}$			0,725	(8,90)***
Durchschn. Geschäftsgröße	$FL_{93}$	-0,002	(-2,52)**		
Differenzierter Regionstyp	$RT_1$	-0,095	(-2,17)**		
Differenzierter Regionstyp	$RT_2$			0,149	(2,67)**
Differenzierter Regionstyp	$RT_4$			0,218	(3,57)***
Differenzierter Regionstyp	$RT_5$			0,207	(2,17)**
<u>Kostenindikatoren</u>					
Lohnkosten 1993	$LOHN_{93}$	-0,589	(-2,97)***	0,597	(5,01)***
Änd. d. Lohnkosten	$\Delta LOHN$	-1,639	(-3,10)***		
Mietkosten	$MIETE_{93}$	-0,018	(-3,28)***		
Änd. d. Mietkosten	$\Delta MIETE$	-0,137	(-2,17)**	0,144	(2,00)*
Gewerbsteuersatz	$T_{93}$			-0,421	(-1,88)
Änd. d. Gewerbesteuer	$\Delta T$	0,682	(2,56)**		
<u>Nachfrageindikatoren</u>					
Bevölkerungszahl	$BEV_{93}$	0,603	(8,01)***		
Änd. d. Arbeitslosenrate	$\Delta ALR$	-0,315	(-3,13)***		
Mult. Bestimmtheitsmaß	$R^2(\text{adj})$		0,989		0,707
F-Stat. [Freiheitsgrade]	F[18, 31]		470,39		17,89

Bemerkungen: \*\*\*, \*\* bzw. \* symbolisieren einen auf dem 1%-igen, 5%-igen bzw. 10%-igen Signifikanzniveau von Null verschiedenen Einfluss einer Variable.

Tabelle A-2: Die Ergebnisse der Regressionsanalyse für die Änderung der Anbieterkonzentration

Erklärende Variablen	Symbol	$CR3_{99}$		$CR4_{99}$		$CR5_{99}$	
		Param.	(t-Wert)	Param.	(t-Wert)	Param.	(t-Wert)
Konstante		-0,764	(-0,295)	-0,800	(-0,38)	-0,466	(-0,29)
<u>Struktur- und Regionalindikatoren</u>							
3-Firmen Konzentration 1993	$CR3_{93}$	0,635	(6,99) <sup>***</sup>				
4-Firmen Konzentration 1993	$CR4_{93}$			0,586	(6,09) <sup>***</sup>		
5-Firmen Konzentration 1993	$CR5_{93}$					0,549	(5,48) <sup>***</sup>
Durchschn. Geschäftsgröße	$FL_{93}$	-0,001	(-0,13)	-0,001	(-0,27)	-0,001	(-0,41)
Dummyvariable für „Neue Bundesländer“	$OST$	0,195	(1,59)	0,026	(0,27)	-0,026	(-0,34)
Differenzierter Regionstyp	$RT_1$	0,104	(1,92) <sup>*</sup>	0,079	(1,85) <sup>*</sup>	0,037	(1,11)
Differenzierter Regionstyp	$RT_2$	0,118	(2,39) <sup>**</sup>	0,098	(2,47) <sup>**</sup>	0,065	(2,07) <sup>**</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_3$	0,095	(1,87) <sup>*</sup>	0,089	(2,19) <sup>**</sup>	0,071	(2,34) <sup>**</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_4$	0,171	(3,81) <sup>***</sup>	0,131	(3,65) <sup>***</sup>	0,083	(2,95) <sup>***</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_5$	0,224	(3,24) <sup>***</sup>	0,188	(3,36) <sup>***</sup>	0,116	(2,66) <sup>**</sup>
Differenzierter Regionstyp	$RT_6$	0,041	(0,83)	0,053	(1,35)	0,042	(1,34)
<u>Kostenindikatoren</u>							
Lohnkosten 1993	$LOHN_{93}$	0,885	(2,78) <sup>***</sup>	0,444	(1,74) <sup>*</sup>	0,296	(1,48)
Änd. d. Lohnkosten	$\Delta LOHN$	0,596	(1,36)	0,622	(1,73) <sup>*</sup>	0,507	(1,79) <sup>*</sup>
Mietkosten	$MIETE_{93}$	0,023	(0,53)	0,028	(0,80)	0,027	(1,05)
Änd. d. Mietkosten	$\Delta MIETE$	0,127	(2,73) <sup>**</sup>	0,106	(2,81) <sup>***</sup>	0,051	(1,72) <sup>*</sup>
Gewerbesteuersatz	$T_{93}$	-0,239	(-0,94)	-0,059	(-0,29)	0,072	(0,46)
Änd. d. Gewerbesteuer	$\Delta T$	0,205	(0,73)	0,196	(0,87)	0,192	(1,10)
<u>Nachfrageindikatoren</u>							
Bevölkerungszahl	$BEV_{93}$	-0,003	(-0,11)	-0,013	(-0,61)	-0,016	(-1,01)
Änd. d. Arbeitslosenrate	$\Delta ALR$	-0,198	(-2,26) <sup>**</sup>	-0,132	(-1,85) <sup>*</sup>	-0,062	(-1,09)
Preisniveau	$PI_{93}$	-0,134	(-0,22)	-0,054	(-0,11)	-0,183	(-0,48)
Mult. Bestimmtheitsmaß	$R^2(\text{adj})$		0,704		0,682		0,635
F-Stat. [Freiheitsgrade]	F[18, 31]		7,47		6,85		5,73

Bemerkungen: \*\*\*, \*\* bzw. \* symbolisieren einen auf dem 1%-igen, 5%-igen bzw. 10%-igen Signifikanzniveau von Null verschiedenen Einfluss einer Variable.