

## 2. Wettbewerbsmessung auf gemischten Bankoligopolmärkten

In diesem Kapitel wird der Eingangs formulierten Forschungsfrage nachgegangen, welchen Effekt diverse Wettbewerbsparametrisierungen auf die in der empirischen Forschung zum Einsatz kommenden Wettbewerbsindikatoren Lerner Index, Boone Indikator und Herfindahl-Hirschman Index haben. Das Kapitel ist wie folgt gegliedert: Ehe mit der theoretischen Modellanalyse begonnen wird, sollen in Abschnitt 2.1 die verfügbaren Methoden der empirischen Wettbewerbsmessung ausführlich dargestellt werden. Dabei werden sowohl die für die spätere theoretische Arbeit benötigten Indikatoren Marktkonzentration, Lerner Index und Boone Indikator, als auch weitere empirische Methoden, wie die Panzar-Rosse-Statistik, häufig auch als H-Statistik bezeichnet, oder strukturelle Oligopolmodelle, ausführlich dargestellt. Hier wird für jede Methodik zunächst die Definition bzw. die theoretische Fundierung präsentiert. Anschließend werden die Ergebnisse einiger empirischer Wettbewerbsstudien zusammengetragen. Das theoretische Bankenoligopolmodell wird in Abschnitt 2.2 vorgestellt. Neben der Modellpräsentation erfolgt in Abschnitt 2.2.3 eine ausführliche Diskussion darüber, wie die modellierten exogenen Strukturparameter als Wettbewerbsvariablen einzugruppieren sind. Abschließend wird mittels einer komparativ statischen Analyse der Effekt einer Parameteränderung auf die Wettbewerbsindikatoren Herfindahl-Hirschman Index (folgend auch: HHI), Lerner Index (folgend auch: LI) und Boone Indikator (folgend auch: BI) untersucht.

### 2.1. Methodenüberblick und empirische Evidenz

Aufgrund der hohen wirtschaftspolitischen Relevanz empirischer Wettbewerbsstudien ist es kaum verwunderlich, dass es bereits zahlreiche Überblicksartikel zu dieser Thematik gibt (vgl. Degryse & Ongena, 2008; Bresnahan, 1989; Bikker & Haaf, 2002b; Cetorelli, 1999; Reiss & Wolak, 2007).

Degryse & Ongena (2008) ordnen die Methoden in die so genannte traditionelle und neue empirische Industrieökonomik ein. Die traditionelle Industrieökonomik geht im Wesentlichen auf Bain (1951) zurück und postuliert einen engen Zusammenhang zwischen Marktkonzentration und Wettbewerbsintensität. Methoden aus der neuen empirischen Industrieökonomik identifizieren das Wettbewerbsverhalten dagegen direkter, oftmals ohne den Umweg über die Beobachtung der Marktstruktur zu bestreiten.<sup>1</sup>

Eine näher am ökonometrischen Vorgehen orientierte Typisierung verwenden Reiss & Wolak (2007). Hier erfolgt eine Einteilung in deskriptive und strukturelle ökonometrische

---

<sup>1</sup>Vgl. Bresnahan (1989) für einen Überblick.

Verfahren. Der Begriff „strukturell“ ist dabei im ökonometrischen Sinn zu interpretieren, d.h. als das Ausformulieren eines theoretischen Modells und das anschließende Überführen dieses in eine empirisch überprüfbare Form.<sup>2</sup> Unter deskriptiven Methoden verstehen die Autoren dahingegen das bloße Zusammentragen deskriptiver Statistiken sowie theoretisch nicht bzw. kaum fundierte *ad-hoc* Regressionen (Reiss & Wolak, 2003, S. 6).

Die Gliederung des folgenden Methodenüberblicks orientiert sich nicht eindeutig an den bislang zitierten Werken. In den ersten drei Gliederungspunkten werden die drei für die spätere theoretische Analyse relevanten Indikatoren Marktkonzentration (insbesondere: Herfindahl-Hirschman-Index - HHI), Lerner Index (LI) und Boone Indikator (BI) vorgestellt. Das Kapitel schließt mit einem Abschnitt über die empirische Identifikation von so genannten Reaktionserwartungsparametern (*conjectures*) und einer ausführlichen Diskussion der H-Statistik von Panzar & Rosse (1987). Am Ende eines Unterabschnittes wird die jeweilige empirische Evidenz zusammengetragen. Dabei wird versucht, eine aggregierte Sichtweise auf den Bankenwettbewerb in verschiedenen Ländern zu geben. Falls möglich, wird im Speziellen die Wettbewerbsintensität des deutschen Bankensektors im internationalen Vergleich diskutiert.

### 2.1.1. Marktkonzentrationsindizes

Marktkonzentrationsindizes werden auch heute noch in zahlreichen empirischen Studien als Proxy für den Wettbewerb eingesetzt. Höhere Werte für die Konzentration eines Marktes werden dabei üblicherweise mit weniger Wettbewerb gleichgesetzt und umgekehrt.<sup>3</sup>

#### Definition

Die zwei bekanntesten Konzentrationsmaße sind der Herfindahl-Hirschman-Index (HHI) sowie das CRX-Konzentrationsmaß, welche wie folgt definiert sind:<sup>4</sup>

$$\text{HHI} = \sum_{i=1}^n s_i^2, \quad \text{CRX} = \frac{\sum_{i=1}^X y_i}{\sum_{j=1}^n y_j}, \quad X \leq n, \quad (2.1)$$

mit  $y_i$  als beliebigen Output einer Bank  $i$ .<sup>5</sup> Der Marktanteil,  $s_i$ , ist der Anteil des Outputs einer Bank am gesamten Volumen des Marktes, d.h.  $s_i = \frac{y_i}{\sum_j y_j}$ . Der HHI kann Werte zwischen 0, falls  $n$  gegen unendlich geht, und 1, falls ein Markt mit nur einer monopolistischen Bank vorliegt, annehmen. Das CRX-Maß drückt den Marktanteil der  $X$ -größten

<sup>2</sup>Siehe hierzu auch Greene (2011, S. 355).

<sup>3</sup>Vgl. beispielsweise Presbitero & Zazzaro (2011) oder Jiménez *et al.* (2013).

<sup>4</sup>Vgl. u.a. Cetorelli (1999, S. 3) und Bikker & Haaf (2002b, S. 6-7).

<sup>5</sup>Beispielsweise für das Kredit- oder Einlagenvolumen oder eines stärker aggregierten Outputmaßes wie die Bilanzsumme.

Banken am Gesamtvolumen aus. Beispielsweise besagt ein CR3-Wert von 0,6, dass die drei größten Banken am Markt insgesamt 60 Prozent des Volumens auf sich vereinen.

### Diskussion

Es stellt sich die Frage, ob Marktkonzentrationsmaße den Wettbewerb eines Marktes verlässlich abbilden können. Hierbei besteht das Problem, dass höhere Werte für die Marktkonzentration, sowohl über die Querschnitts-, als auch über die Zeitdimension, nicht automatisch gleichzusetzen sind mit weniger Wettbewerb, da es konkurrierende Theorien bezüglich des Zusammenhangs zwischen Konzentration und Wettbewerb gibt.

Nähert man sich der Debatte empirisch, so ist festzuhalten, dass in zahlreichen Studien der 50er, 60er und 70er Jahre Evidenz für einen positiven Zusammenhang zwischen Profitabilität und Marktkonzentration gefunden wurde (Weiss, 1974, S. 184 ff.). Offen ist jedoch, ob diese positive Korrelation das Ergebnis einer hohen Marktmacht, oder eines hohen Effizienzgrades des betrachteten Marktes ist. Die klassische Sichtweise des Struktur-Verhaltens-Paradigmas (*SCP - structure-conduct-paradigm*) sieht den positiven Link zwischen Profitabilität und Konzentration als Stützung ihrer Marktmachtsthese.<sup>6</sup> Die Wahrscheinlichkeit kollusiven Verhaltens wird auf stark konzentrierten Märkten mit wenigen großen Firmen höher eingestuft. Dies führt in der Konsequenz dazu, dass die Firmen stärker oberhalb ihrer Grenzkosten bepreisen können, was wiederum die Gewinne erhöht (Peltzman, 1977, S. 229). Dem *SC*-Paradigma folgend impliziert eine hohe Marktkonzentration eine niedrige Wettbewerbsintensität und umgekehrt.

Eine Gegenposition hierzu ist die so bezeichnete Effizienzhypothese (Demsetz, 1973). Hier wird eine hohe Marktkonzentration endogen als das Resultat von Effizienzunterschieden zwischen den Unternehmen angesehen. Effizientere Firmen nutzen ihren Kostenvorsprung und erlangen einen höheren Marktanteil. Die Verteilung der Marktanteile spreizt sich - gegenüber einer hypothetischen Situation mit gleich effizient produzierenden Firmen - und es kommt zu einem Anstieg der Konzentration.<sup>7</sup> Aus Wohlfahrtssicht ist ein hoher Effizienzgrad jedoch zu begrüßen und sollte nicht mit einem Mangel an Wettbewerb gleichgesetzt werden.

Ebenfalls problematisch ist die Verwendung von Konzentrationsindizes als Wettbewerbsproxy, wenn keine tatsächlichen Markteintritte stattfinden, sondern lediglich das Phänomen potentieller Markteintritte vorliegt. Erinnerung sei an das Konzept der bestreitbaren Märkte (*contestable markets*) von Baumol (1982). Die wesentliche Bedingung für

<sup>6</sup>Dieses Paradigma geht im Wesentlichen auf Bain (1951) zurück.

<sup>7</sup>Siehe hierfür auch die Ausführungen zum Boone Indikator in Abschnitt 2.1.3, der im Wesentlichen auf der Effizienzhypothese basiert.

die Existenz eines perfekt bestreitbaren Marktes ist die von Baumol (1982, S. 4) diskutierte *hit and run* Eintrittsmöglichkeit in einen Markt. Es muss also ein vollkommen freier Marktein- und, ebensowichtig, kostenloser Marktaustritt möglich sein. Sind diese idealen Bedingungen erfüllt, dann kann selbst auf Monopol- oder Oligopolmärkten, also auf Märkten mit einer (relativ) hohen Konzentration, ein Marktergebnis wie bei vollkommener Konkurrenz erzielt werden. Die Idee hinter diesem Ergebnis ist äußerst intuitiv. Das Erzielen positiver ökonomischer Gewinne ist auf einem perfekt bestreitbaren Markt nicht möglich, denn der potentielle Markteintritt von Konkurrenten wirkt disziplinierend auf die bereits am Markt aktiven Banken und drückt deren Gewinne. Baumol (1982, S. 3) weist darauf hin, dass Märkte in der Realität äußerst selten diese perfekten Charakteristika aufweisen dürften und sieht sein Konzept deshalb als Benchmark-Fall an. In der Tat ist zu erwarten, dass Bankenmärkte in der Realität von dieser perfekten *hit and run* Eigenschaft weit entfernt sein dürften. Oftmals wird zwischen Kreditnehmer und Bank eine langfristige Kundenbeziehung aufgebaut, um Probleme der asymmetrischen Information zu überwinden. Die Bank sammelt durch Überwachung des Kreditnehmers über die Zeit private Informationen und erlangt dadurch eine Monopolstellung (vgl. u.a. Petersen & Rajan, 1995). Potentielle Mitwettbewerber verfügen natürlich nicht über diese privaten Informationen und somit wird der Markteintritt verhindert oder erschwert. Natürlich existieren neben diesem noch weitere Phänomene, die eine perfekte *hit and run* Strategie unmöglich machen. Regulierungskosten sowie Kosten zum Aufbau eines Filialnetzes, die im Falle eines späteren Marktaustrittes (teilweise) versunken sind, können als weitere Beispiele genannt werden. Dennoch ist das Konzept der bestreitbaren Märkte wertvoll, bereichert es doch das ökonomische Denken hinsichtlich des Wettbewerbszustandes eines Marktes weit über die pure Betrachtung von Marktkonzentrationsindizes hinaus.

### Empirische Umsetzung und Evidenz

Zahlreiche empirische Studien testen diese Hypothesen für Bankenmärkte, indem diverse Marktergebnisgrößen, üblicherweise Gewinne oder Zinssätze bestimmter Bankprodukte, auf ein Marktkonzentrationsmaß und weitere Kontrollvariablen regressiert werden.<sup>8</sup> In einer bekannten Studie regressieren Berger & Hannan (1989) Einlagenzinsen auf Marktkonzentrationsindizes lokaler Bankenmärkte im Zeitraum von 1983 bis 1985.<sup>9</sup> Die Ergebnisse der Regression zeigen, dass ein Wechsel vom lokalen Markt mit der geringsten hin zum Markt mit der höchsten Konzentration die Einlagenzinsen um 47 bis 52 Basispunkte

<sup>8</sup>Für einen ausführlichen Überblick siehe Berger *et al.* (2004) und Gilbert (1984).

<sup>9</sup>Ein regionaler bzw. lokaler Markt wird in der Studien auf der Ebene einer sog. *Metropolitan-Statistical-Area (MSA)* definiert.

reduziert, ein statistisch und ökonomisch signifikanter Wert, der die Prognosen des *SC*-Paradigmas stützt (Berger & Hannan, 1989, S. 296). Hannan & Berger (1991, S. 943) finden für das Zeitfenster von 1983 bis 1986 für lokale Märkte in den USA Evidenz dafür, dass auf Märkten mit einer höheren Konzentration ein Anstieg des Leitzinses der Zentralbank weniger stark an die Einleger weitergegeben wird. Für einen ähnlichen Zeithorizont zeigen Neumark & Sharpe (1992, S. 674f.), dass Banken auf stark konzentrierten Märkten steigende Zentralbankzinsen langsamer, sowie sinkende Zentralbankzinsen schneller an die Einleger weiterleiten. Auch diese empirischen Studien deuten auf einen positiven Zusammenhang zwischen Konzentration und Marktmacht hin.

Smirlock (1985, S. 73-74) erweitert die klassischerweise für das Testen des *SC*-Paradigmas verwendete Regression und nimmt neben einem Marktkonzentrationsmaß (*CR*) noch die Marktanteile (*s*) der Banken als weiteren Regressor mit auf. Er schätzt folgende Regressionsgleichung (Smirlock, 1985, S. 73):<sup>10</sup>

$$\pi = b_0 + b_1 CR + b_2 s + b_3 KV + u, \quad (2.2)$$

mit *CR* als Konzentrationsmaß des jeweiligen Marktes, *s* als Marktanteil einer Bank zugehörig zu dem jeweiligen Markt, und *KV* als ein Vektor diverser Kontrollvariablen. Der Autor findet für die USA und in der Zeitperiode von 1973 bis 1978 einen positiven Effekt des Marktanteils sowie keinen signifikanten Einfluss der Marktkonzentration auf verschiedene Performancemaße, was als Stützung der Effizienzhypothese interpretiert wird (Smirlock, 1985, S. 76 f.). Goldberg & Rai (1996) führen eine empirische Studie für den europäischen Bankenmarkt durch. Die Autoren überprüfen den Zusammenhang zwischen Profitabilität und Marktkonzentration für 11 europäische Bankenmärkte im Zeitraum von 1988 bis 1991. Weiterhin kontrollieren die Autoren für die Existenz von X-Ineffizienz und Skalenineffizienz. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung sind insgesamt betrachtet nicht robust und variieren, je nachdem welches Performancemaß verwendet wird. Insgesamt deuten die Ergebnisse auf einen nichtlinearen Zusammenhang zwischen Konzentration und Profitabilität hin, die Effizienzhypothese kann jedoch für Märkte mit relativ geringen Konzentrationsraten bestätigt werden (Goldberg & Rai, 1996, S. 759 f.).

Marktkonzentrationsindizes können also sowohl beim Vergleich verschiedener Märkte, als auch bei der Wettbewerbsanalyse eines Marktes über die Zeit, nur einen ersten Anhaltspunkt hinsichtlich des tatsächlichen Wettbewerbszustandes geben. Dieser Mangel an einer hinreichenden theoretischen Fundierung steht in gewisser Weise im Widerspruch

<sup>10</sup>Ohne Angabe von Querschnitts- und Zeitindizes

zur herrschenden wirtschaftspolitischen Praxis. Bei der Beurteilung, ob von geplanten Fusionen schädliche Wettbewerbswirkungen ausgehen, verlassen sich die Regulierer meist auf die Analyse von Konzentrationsmaßen. Übersteigt der Marktanteil eines durch eine Fusion neu entstehenden Unternehmens 50 Prozent, wird von einer dominanten Marktposition ausgegangen und das Fusionsvorhaben wird einer intensiveren Prüfung unterzogen. Steigt durch einen Unternehmenszusammenschluss der HHI nicht über den kritischen Wert von 1000, wird diese nicht weiter als schädlich erachtet. Liegt der HHI im Bereich zwischen 1000 und 2000, wird die Fusion nur dann intensiver geprüft, sofern der durch die Verschmelzung der Unternehmen bedingte Anstieg des HHI 250 Punkte übersteigt (European Union, 2004, Art. 20). Auch wenn diese kritischen Grenzen nicht ohne die Begutachtung weiterer Faktoren angewendet werden, wird klar, dass das ökonomische Denken auf dem klassischen *SC*-Paradigma beruht, wonach eine hohe Marktkonzentration die Wahrscheinlichkeit kollusiven Verhaltens erhöht und als wettbewerbschädlich einzustufen ist.<sup>11</sup>

Ein weiteres Problem bei der Verwendung von Konzentrationsvariablen ist die Notwendigkeit der physischen Abgrenzung des Bankenmarktes. In den meisten empirischen Studien, in welchen mit europäischen Bankdaten gearbeitet wird, erfolgt die Marktdefinition dabei auf Länderebene (vgl. u.a. Beck *et al.*, 2006; Goldberg & Rai, 1996; Bikker & Haaf, 2002a). Bei dieser Definition ergeben sich diverse Probleme. Zunächst können, speziell für den Bankensektor, einige Argumente vorgebracht werden, die eine regionale bzw. lokale Ausrichtung von Bankenmärkten unterstützen.<sup>12</sup> Weiterhin berücksichtigen Konzentrationsindizes auf Länderebene nicht das praktizierte Regionalprinzip von Genossenschaftsbanken und Sparkassen. Dieses impliziert, dass innerhalb des Sparkassen- bzw. Genossenschaftsbankensektors keine bzw. kaum eine Konkurrenzsituation zwischen den jeweiligen Instituten vorherrscht. Die Kalkulation des HHI auf Basis der Annahme eines gemeinsamen nationalen Marktes, auf welchem alle Banken konkurrieren, dürfte daher als kritisch zu werten sein. Dieses Vorgehen bei der Berechnung des HHI führt auch dazu, dass in vielen empirischen Arbeiten äußerst niedrige Konzentrationsmaße für die meisten Bankenmärkte, im Speziellen für den deutschen Markt, ausgewiesen werden.

Tabelle 2.1 verdeutlicht die Entwicklung der Marktkonzentration verschiedener EU-Länder unter der Annahme, dass ein Bankenmarkt auf nationaler Ebene zu definieren ist. Deutschland weist dabei im internationalen Vergleich den niedrigsten Wert für den HHI auf, was an der hohen Zahl an rechtlich eigenständigen Sparkassen und Genossenschafts-

<sup>11</sup>Aus ökonomischer Sicht dürfte zudem kritisch anzumerken sein, dass die gewählten „kritischen“ Grenzen weitestgehend willkürlich festgelegt sind.

<sup>12</sup>Vgl. die ausführliche Diskussion und die empirischen Ergebnisse in Kapitel 3.

Land	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	$\Delta$ %
DE	173	178	174	178	183	191	206	298	317	307	78
FR	597	623	758	726	679	681	605	610	600	545	-9
IT	240	230	230	220	330	307	298	410	407	410	71
ES	521	482	487	442	459	497	507	528	596	654	26
AT	557	552	560	534	527	454	414	383	423	395	-29

Quellen: European Central Bank (2014, S. 61), European Central Bank (2008, S. 38)

DE: Deutschland, FR: Frankreich, IT: Italien, ES: Spanien,

UK: Vereinigtes Königreich, AT: Österreich

Tabelle 2.1.: Entwicklung der Marktkonzentration (HHI) für 5 europäische Bankenmärkte

banken liegen dürfte. Interessant ist, dass bei allen aufgeführten Bankenmärkten der HHI unter der von der Regulierung ausgewiesenen kritischen Grenze von 1000 Punkten liegt, gemäß strenger Regelauslegung also keine wettbewerbsbeschränkenden Marktkonstellationen vorliegen. Für Deutschland ist der HHI im Zeitablauf um ca. 78 Prozent angestiegen. Dieser Anstieg bekundet den regen Konsolidierungsprozess, welcher in den letzten Jahrzehnten in Deutschland stattgefunden hat. In der Dekade 1990-2000 hat sich die Zahl der rechtlich eigenständigen Kreditinstitute in Deutschland von ca. 4700 um gut 38 Prozent auf knapp unter 3000 reduziert. Im Jahr 2012 existierten noch 2053 Kreditinstitute, ein weiterer Rückgang von gut 30 Prozent seit dem Jahr 2000 (Deutsche Bundesbank, 2013a, S. 2). Der größte Teil des Konsolidierungsprozesses in Deutschland ist auf Fusionen innerhalb des Sparkassen- und Genossenschaftssektors zurückzuführen. Wie bereits erwähnt, gilt für diese beiden Bankengruppen das Regionalprinzip, so dass die Fusion zweier Sparkassen bzw. Genossenschaftsbanken nicht zwangsläufig ein Anstieg der Marktmacht bedeutet. Die reine Betrachtung nationaler Konzentrationsmaße zur Wettbewerbsanalyse kann daher als ungeeignet bezeichnet werden. Speziell für Deutschland ist in jedem Fall die regionale Struktur der Märkte zu berücksichtigen, wie es in Kapitel 3 der Fall sein wird.

### 2.1.2. Lerner Index

Der Lerner Index ist der am häufigsten vorzufindende Wettbewerbsindikator in der empirischen Forschung, wenn es darum geht, den Einfluss von Wettbewerb bzw. Marktmacht auf diverse Phänomene (Risikoverhalten, Effizienz, Kreditverfügbarkeit etc.) zu studieren. Der große Vorteil dieses Indikators ist, dass er auch auf Einzelbankebene bestimmt werden kann. Somit ist mehr Variation in der Querschnittsdimension der erklärenden Variable verfügbar.

## Definition

Häufig wird der Lerner Index auf direktem Wege bestimmt, ohne vorher explizit ein theoretisches Oligopolmodell auszuformulieren.<sup>13</sup> Die für den Bankpraktiker geläufigste Form des Lerner Index basiert auf der Berechnung einer einfachen Aktiv-Passiv Zinsmarge. Dabei wird vom Kreditzins ( $r_i^L$ ) der Einlagenzins ( $r_i^D$ ) abgezogen und wieder ins Verhältnis zum Kreditzins gesetzt (ZIM für Zinsmarge Aktiv-Passiv):<sup>14</sup>

$$LI_i^{\text{ZIM}} = \frac{r_i^L - r_i^D}{r_i^L}. \quad (2.3)$$

Diese Spezifikation blendet jedoch die operativen Grenzkosten der Banken aus und kann somit den relativen *markup* auf die Grenzkosten nicht messen. Die dominierende Zahl der empirischen Arbeiten basiert folglich auf dem Vorgehen, eine Kostenfunktion zu spezifizieren, diese ökonometrisch zu schätzen, um anschließend die Grenzkosten berechnen zu können. Diese Arbeitsweise erfordert die vorherige Fixierung der Inputs und Outputs einer Bank. Am weitesten verbreitet ist dabei der so bezeichnete Intermediationsansatz, bei welchem verschiedene zinstragende Bankaktiva als Outputs angesehen werden, die durch die Inputfaktoren Arbeit, Sachkapital und Refinanzierung produziert werden (Sealey & Lindley, 1977). Wird eine Einproduktbank unterstellt, resultiert dabei folgender Ausdruck für den Lerner Index:<sup>15</sup>

$$LI_i = \frac{p_i - c_i}{p_i}, \quad (2.4)$$

mit  $p_i$  als Preis und  $c_i$  als die operativen Grenzkosten einer Bank  $i$ . Dieser Ausdruck lässt sich theoretisch einfach herleiten, indem für eine Einproduktunternehmung die Bedingung erster Ordnung für ein Gewinnmaximum umgestellt wird. In zahlreichen Studien wird der Bankoutput durch ein aggregiertes Maß wie die Bilanzsumme approximiert. Folglich ist der Outputpreis  $p_i$  ein durchschnittlicher Preis über alle Outputs einer Bank, und der durch Gleichung 2.4 charakterisierte Lerner Index misst die durchschnittliche Marktmacht über diese Outputs.

In Anlehnung an das bekannte Monti-Klein Modell (vgl. Klein, 1971; Freixas & Rochet, 2008, Kap. 3), und somit stringenter mit der industrieökonomischen Bankenliteratur verzahnt, ist die separate Verwendung von Lerner Indizes für Kredit ( $L$ )- und Einlagenmärkte

<sup>13</sup>Obwohl sich die jeweiligen empirisch zu bestimmenden Ausdrücke natürlich theoretisch herleiten ließen.

<sup>14</sup>Brämer *et al.* (2013) arbeiten mit dieser Spezifikation.

<sup>15</sup>U.a. Maudos & Fernández de Guevara (2004), Berger *et al.* (2009), Carbó-Valverde *et al.* (2009), Pruteanu-Podpiera *et al.* (2008), Agoraki *et al.* (2011) und Kick & Prieto (2013) arbeiten mit dieser Spezifikation.



(D):<sup>16</sup>

$$LIL_i^L = \frac{r_i^L - r - c_i^L}{r_i^L}; \quad LIL_i^D = \frac{r - r_i^D - c_i^D}{r_i^D}, \quad (2.5)$$

mit  $r_i^L$ ,  $r_i^D$  als Kredit- bzw. Einlagenzins,  $c_i^L$ ,  $c_i^D$  als operative Grenzkosten des Kredit- und Einlagengeschäfts und  $r$  als Interbankenzins. Diese Ausdrücke lassen sich theoretisch für ein Bankenoligopol bei Mengenwettbewerb und Produktdifferenzierung aus den Bedingungen erster Ordnung für das Gewinnmaximum einer Bank bestimmen. In diesem Fall resultiert auf der linken Seite der jeweiligen Optimalitätsbedingung die Definition des Lerner Index wie in 2.5 ersichtlich, auf der rechten Seite die den Lerner Index beeinflussenden, hier jedoch nicht ausformulierten, Einflussgrößen, wie Nachfrageelastizität (bzw. Angebotselastizitäten für den Einlagenmarkt) und Marktanteile.<sup>17</sup> Für die zu schätzende Kostenfunktion impliziert diese Verfahrensweise ein Abweichen vom Intermediationsansatz und das Heranziehen des so genannten *user-cost* Ansatzes (Berger & Humphrey, 1992, S. 248). Der *user-cost* Ansatz basiert dabei auf der Grundidee, dass bilanzielle Positionen dann als Output zu klassifizieren sind, sofern sie einen positiven Deckungsbeitrag generieren (Berger & Humphrey, 1992, S. 248). Es ist also nicht entscheidend, ob eine Bilanzposition Zinserträge hervorbringt oder Zinsaufwendungen verursacht, sondern ob diese Position nach Gegenüberstellung der jeweiligen Opportunität einen positiven Deckungsbeitrag erzielt. Ist folglich die Refinanzierung über Kundeneinlagen, unter Berücksichtigung der operativen Grenzkosten, günstiger als eine alternative Refinanzierung über den Kapitalmarkt, gilt also  $r - r_i^D - c_i^D > 0$ , resultiert ein positiver Deckungsbeitrag für die Bank. Gemäß dieser Logik müssten Einlagen als Outputs deklariert werden.

Bei der Bestimmung von Lerner Indizes und der anschließenden Interpretation ist generell Vorsicht geboten. Beim Schätzen von Kostenfunktionen wird gemäß klassischer mikroökonomischer Theorie davon ausgegangen, dass die Banken auf den Inputfaktormärkten Preisnehmer sind, d.h. keine Marktmacht ausüben. Nun ist es sehr wohl möglich, dass der Wettbewerb auf den Inputfaktormärkten in der Realität unvollkommen ist, die Banken also einen bestimmten Preissetzungsspielraum bei der Gestaltung der Inputpreise aufweisen. Shaffer (1999, S. 191) zeigt, dass dieser (mögliche) Umstand genau dann kein Problem darstellt, so lange der empirisch bestimmte Lerner Index als umfassendes Marktmaßmaß, welcher sowohl den unvollkommenen Wettbewerb auf den Output-, als auch auf den Inputmärkten, auffängt, interpretiert wird. Lediglich die Aussage, dass es sich beim ermit-

<sup>16</sup>Mit diesen Ausdrücken arbeiten beispielsweise Maudos & Fernández de Guevara (2007) und Entrop *et al.* (17/2012).

<sup>17</sup>Vgl. für eine detaillierte Herleitung Freixas & Rochet (2008, S. 78 ff.), allerdings für den Fall homogener Güter.

telten Lerner Index um ein Marktmachtsmaß für den spezifizierten Output handelt, ist für den Fall des unvollständigen Wettbewerbs auf den Inputmärkten (bzw. eines Inputmarktes) nicht mehr korrekt. Werden im Lichte dieser Erkenntnisse der Intermediationsansatz und der *user-cost* Ansatz verglichen, dann wird beim Intermediationsansatz ein Teil der (möglichen) Marktmacht im Einlagengeschäft dem Aktivgeschäft zugeschlagen. Für die empirische Arbeit ist die Wahl des Intermediationsansatzes also exakt dann problematisch, wenn ein Marktmachtsmaß separat für das Einlagen- und Kreditsegment benötigt wird.

Für einige empirische Arbeiten ist eine Information über die Entwicklung der Wettbewerbsintensität auf der Ebene des gesamten Marktes erforderlich. Dies lässt sich über Aggregation der gewichteten individuellen Lerner Indizes bewerkstelligen. Als Gewichtungsfaktor dient normalerweise der jeweilige Marktanteil einer Bank. Der gewichtete Lerner Index<sup>18</sup> kann somit hergeleitet werden, indem die Bedingungen 2.4 bzw. 2.5 für jede Bank mit ihrem individuellen Marktanteil  $s_i$  multipliziert, und anschließend über alle Banken am Markt summiert werden:<sup>19</sup>

$$\overline{\text{LI}} = \sum_i \left( s_i \frac{p_i - c_i}{p_i} \right), \quad (2.6)$$

bzw.

$$\overline{\text{LI}}^L = \sum_i \left( s_i^L \frac{r_i^L - r - c_i^L}{r_i^L} \right), \quad \overline{\text{LI}}^D = \sum_i \left( s_i^D \frac{r - r_i^D - c_i^D}{r_i^D} \right). \quad (2.7)$$

Der Bankpraktiker mag sich darüber wundern, dass bislang das für Banken wichtige Thema Risiko vollständig ausgeblendet worden ist. Oliver *et al.* (2006) adressieren diese Thematik und schlagen die Bestimmung von risikoadjustierten Lerner Indizes vor. Bei der Herleitung vernachlässigen die Autoren die operativen Grenzkosten einer Bank. Jede Bank sieht sich mit einem Kreditrisiko konfrontiert, welches dem Interbankenzins als Kostenkomponente aufgeschlagen wird. Der risikoadjustierte Lerner Index ist nach Oliver *et al.* (2006, S. 452) wie folgt definiert:<sup>20</sup>

$$\text{LI}_i^{\text{risk}} = \frac{r_i^L - R_i}{r_i^L}, \quad (2.8)$$

mit  $R = \frac{r + PD_i \times LGD_i}{1 - PD_i \times LGD_i}$ .  $PD$  (*probability of default*) steht für die Ausfallwahrscheinlichkeit

<sup>18</sup>Im Folgenden auch der durchschnittliche oder der aggregierte Lerner Index genannt.

<sup>19</sup>Vgl. Liu *et al.* (2013) für ein solches Vorgehen.

<sup>20</sup>Definition wurde sinngemäß auf die hier verwendete Notation übertragen. Jiménez *et al.* (2013) berechnen Lerner Indizes auf Basis dieser Spezifikation.

und  $LGD$  (*loss given default*) für den Verlustbetrag bei Ausfall, jeweils in Bezug auf das Kreditportfolio der Bank. Dem Interbankenzins  $r$  werden folglich die Kreditkosten ( $PD_i \times LGD_i$ ) aufgeschlagen, und die Summe dieser beiden Kostenkomponenten ins Verhältnis zum nicht ausfallgefährdeten Teil des Kreditportfolios ( $1 - PD_i \times LGD_i$ ) gesetzt.

Auch der Ansatz von Fernández de Guevara *et al.* (2005) korrigiert den Lerner Index um das Ausfallrisiko einer Bank. Basierend auf dem Modell von Corvoisier & Gropp (2002), leiten die Autoren den Ausdruck für den Lerner Index für ein Bankenoligopol unter Produktdifferenzierung und Zinswettbewerb in Abhängigkeit der den Lerner Index beeinflussenden Faktoren, wie die Anzahl der Banken, Nachfrageelastizität und Ausfallrisiko, her. Bei Fernández de Guevara *et al.* (2005) basiert die Herleitung auf der Annahme, dass kein Interbankenmarkt zur Verfügung steht. Die Bilanzbedingung einer Bank lautet  $L = (1 - \alpha)D$ , mit  $\alpha \in (0, 1)$  als Mindestreservesatz. Die Autoren schlagen vor, den Lerner Index empirisch wie folgt zu bestimmen (Fernández de Guevara *et al.*, 2005, S. 118):

$$LI_i^{risk1} = \frac{(1 - \lambda_i)r_i^L - \frac{r_i^D}{1 - \alpha} - c_i^L}{r_i^L}, \quad (2.9)$$

mit  $\lambda \in (0, 1)$  als Kreditrisiko der Bank.

#### Diskussion

Sind nun steigende Werte für den Lerner Index über die Zeit, oder höhere Werte für den Index beim Vergleich unterschiedlicher Banken bzw. Bankenmärkte, gleichbedeutend mit weniger Wettbewerb und umgekehrt? Wie schon beim Indikator Marktkonzentration soll eine kurze Diskussion erfolgen.

In der industrieökonomischen Literatur sind Markteintritte häufig Gegenstand der theoretischen Analyse (vgl. u.a. Rosenthal, 1980; Amir & Lambson, 2000; Mankiw & Whinston, 1986). Die gängige Interpretation hierbei ist, dass eine steigende Unternehmenszahl den Wettbewerb eines Marktes intensiviert.<sup>21</sup> Das Modell von Rosenthal (1980) verdeutlicht jedoch, dass nicht zwangsläufig die Marktergebnisse resultieren, die ex ante mit einer steigenden Unternehmenszahl in Verbindung gebracht werden. Der Autor zeigt im Rahmen seines Modells, dass mehr Unternehmen auf einem Markt mit zwei verschiedenen Kundengruppen, loyalen und illoyalen Konsumenten, zu höheren Marktpreisen führen. Illoyale Konsumenten fragen immer beim billigsten Anbieter nach, während die loyalen Nachfrager auf ein bestimmtes Unternehmen fixiert sind und dort auch den Monopolpreis zu zahlen bereit sind. Markteintritte führen dazu, dass jedes Unternehmen die Wahrschein-

<sup>21</sup>Vgl. z.B. Boone (2008b) und Rosenthal (1980) für eine derartige Interpretation.

lichkeit niedriger einschätzt, zu der Menge der billigsten Anbieter zu gehören und somit die wechselwilligen Nachfrager zu bedienen. Folglich werden sich die Firmen verstärkt auf das Kundensegment der loyalen Nachfrager konzentrieren und die Preise anheben (Rosenthal, 1980, S. 1578-1579). Für den Fall konstanter Grenzkosten implizieren steigende Preise einen Anstieg des Lerner Index.

Amir & Lambson (2000) und Amir (2010) zeigen ebenfalls, dass eine steigende Unternehmenszahl nicht zwangsläufig zu einem niedrigeren Marktpreis führen muss. Die Autoren analysieren einen Cournot Oligopolmarkt mit allgemeinen Kostenfunktionen und verdeutlichen einen möglichen Zielkonflikt, wenn es zu Markteintritten kommt. Mehr Unternehmen am Markt führen im Modell immer zu einem nachfrageseitigen Effekt, der wettbewerbsintensivierend wirkt und den Marktpreis verringert. Der produktionsseitige Effekt von Markteintritten auf den Marktpreis ist allerdings nicht eindeutig und hängt von der konkreten Ausgestaltung der Kostenfunktion ab. Bei Existenz konkaver Kostenfunktionen führen Markteintritte zu einem negativen produktionsseitigen Effekt, d.h. die Grenzkosten der Unternehmen steigen an und der Markt wird insgesamt ineffizienter (Amir & Lambson, 2000, S. 246).<sup>22</sup> Ist dieser Effekt für den Fall konkaver Kostenfunktionen stärker als der nachfrageseitige, kommt es durch eine steigende Unternehmenszahl zu einem höheren Marktpreis.

Der Effekt von Markteintritten auf den Lerner Index wird detailliert von Amir (2010) untersucht. Sofern eine konvexe Kostenfunktion vorliegt, führen Markteintritte zu niedrigeren Marktpreisen, wie das eben gezeigte Resultat von Amir & Lambson (2000) verdeutlicht. Aufgrund der konvexen Kostenfunktion verlaufen die Grenzkosten konkav. Mehr Unternehmen am Markt implizieren aber, dass sich das Volumen des Gesamtmarktes auf mehr Anbieter verteilt, womit sich die Menge pro Einzelunternehmung reduziert.<sup>23</sup> Folglich sinken ebenfalls die Grenzkosten der Firmen. Sofern der Grenzkostenrückgang den Preisrückgang dominiert, kommt es zu einem Anstieg des Lerner Index (Amir, 2010, S. 20). In der empirischen Forschung wird dieses Ergebnis als eine Wettbewerbsreduzierung interpretiert, obgleich fraglich ist, ob es sich tatsächlich um eine solche handelt, denn der nachfrageseitige und der produktionsseitige Effekt führen eindeutig zu einem niedrigeren Marktpreis.

Auch auf Märkten mit Produktdifferenzierung kann es zu Effekten auf den Lerner Index kommen, die einer weiteren Erklärung bedürfen. Boone (2008a) modelliert einen Duopol-

<sup>22</sup>Die gesamte Menge am Markt steigt durch Markteintritte, aber jede einzelne Unternehmung produziert nun weniger Menge, da die Gesamtmenge nun auf mehr Spieler aufgeteilt wird.

<sup>23</sup>Selbstverständlich erhöht sich auch die insgesamt Menge am Markt durch den Markteintritt eines neuen Anbieters, da das neue Unternehmen mehr Menge hinzugewinnt als die „alten“ Unternehmen verlieren.

markt mit differenzierten Gütern und einer von einer CES-Nutzenfunktion hergeleiteten inversen Nachfrage. Wettbewerb wird über die Substitutionsbeziehung zwischen den beiden angebotenen Gütern modelliert. Die Unternehmen produzieren zu unterschiedlich hohen konstanten Grenzkosten. Boone (2008a, S. 600) zeigt, dass bei einer Wettbewerbsintensivierung, ausgelöst durch eine leichtere Substituierbarkeit der Güter, das effiziente Unternehmen den eigenen Preis unter Umständen marginal anhebt, während das ineffiziente Unternehmen den Preis auf jeden Fall senken wird.<sup>24</sup> Das Ergebnis wird durch den so bezeichneten Outputreallokationseffekt ausgelöst, welcher in der theoretischen Modelanalyse der Abschnitte 2.2 und 2.3 noch eine bedeutende Rolle einnehmen wird. Eine leichtere Substituierbarkeit führt dazu, dass die Nachfrager verstärkt beim günstigeren Anbieter nachfragen, es kommt also zu einer Abwanderung von Nachfragern vom Unternehmen mit den hohen, hin zum Unternehmen mit den geringen Grenzkosten. Diese Bestrafung des ineffizienten Unternehmens kann dazu führen, dass es bei bestimmten Parameterkonstellationen für die effiziente Unternehmung optimal sein kann, den Preis sogar marginal anzuheben. Wichtig ist nur, dass sie weiterhin günstiger anbietet als der Konkurrent (Boone, 2008a, S. 600).<sup>25</sup> Bei konstanten Grenzkosten impliziert eine Preiserhöhung automatisch ein Ansteigen des Lerner Index für dieses Unternehmen. Boone (2008a, S. 600) interpretiert dieses Ergebnis als Beweis dafür, dass der Lerner Index die Wettbewerbsentwicklung fehlerhaft beschreibt. Allerdings könnte für diesen skizzierten Fall genauso gut entgegengesetzt argumentiert werden. Eine Wettbewerbsintensivierung auf einem Markt muss nicht zwangsläufig dazu führen, dass sich die Marktmacht jedes einzelnen Unternehmens verringert. Ist ein besonders effizientes Unternehmen in der Lage, den Preis marginal anzuheben, und führt dieser Anstieg zu einer Erhöhung des Lerner Index dieser Firma, könnte dies ebenso gut als Zeichen für mehr Marktmacht gedeutet werden.

Die Beweisführung, dass der Lerner Index Probleme bei der Prognose des Wettbewerbs aufweisen kann, muss für dieses Beispiel von der individuellen auf die aggregierte Ebene gehoben werden. Die Frage muss also lauten, ob mehr Wettbewerb durch homogener werdende Güter - um im Beispiel zu bleiben - dazu führt, dass der durchschnittliche Aufschlag auf die Grenzkosten sinkt. Eben dies ist aus theoretischer Sicht zu verneinen, denn der aggregierte bzw. durchschnittliche Lerner Index kann selbst dann ansteigen, wenn die individuellen Lerner Indizes aller Unternehmen sinken. Dieses auf den ersten Blick äußerst seltsame Resultat kommt durch den Outputreallokationseffekt zustande. Effizien-

<sup>24</sup>Auf dem im folgenden modellierten Bankenmarkt kommt es zu einem ähnlichen Resultat. Siehe Abschnitt 2.2.3.

<sup>25</sup>Die Verwendung der Begriffe Effizienz bzw. Ineffizienz bezieht sich hier lediglich auf die im Modell vorherrschenden Grenzkostenunterschiede.

tere Unternehmen, d.h. Firmen mit niedrigeren Grenzkosten, haben üblicherweise höhere *markups* und Marktanteile als ineffizientere Firmen. Der durch mehr Wettbewerb einsetzende Outputreallokationseffekt erhöht die Marktanteile der effizienten Unternehmen, woraufhin diese bei der Berechnung des durchschnittlichen Lerner Index mehr Gewicht erhalten. Ist dieser Effekt sehr stark, kann es zu einem Anstieg des gewichteten Lerner Index (vgl. Ausdrücke 2.7 bzw. 2.6) kommen (Griffith *et al.*, 2005, S. 4; Van Leuvensteijn *et al.*, 2011, S. 3158). In der Tat ist dieser Befund ein nicht zu unterschätzendes Problem. In der empirischen Forschung werden höhere Werte für den durchschnittlichen Lerner Index als eine Wettbewerbsreduktion interpretiert, obwohl die Ursache des Anstieges der durch mehr Wettbewerb ausgelöste Umverteilungseffekt der Marktanteile gewesen sein könnte. Die Wahrscheinlichkeit, dass der aggregierte Lerner Index als Wettbewerbsmaß versagt, steigt auf Märkten mit wenigen Unternehmen und folglich einer hohen Konzentration, da auf diesen Märkten der Outputreallokationseffekt sehr stark ausfallen kann (Boone *et al.*, 2007, S. 4). Exakt diese Märkte sind aus wirtschaftspolitischer Sicht jedoch besonders interessant, weswegen bei der Wettbewerbsanalyse hochkonzentrierter Märkte mit dem gewichteten Lerner Index Vorsicht geboten ist.

### Empirische Evidenz

Zahlreiche empirische Studien kalkulieren den Lerner Index als Wettbewerbsproxy. Im Folgenden wird ein kurzer Überblick über die empirische Evidenz gegeben. Dabei soll vor allem ein Blick auf die Wettbewerbsintensität des deutschen Bankensektors im internationalen Vergleich erfolgen. Weiterhin steht die Frage im Vordergrund, wie sich der Wettbewerb in Europa, und besonders in Deutschland, über die Zeit entwickelt hat.

Brämer *et al.* (2013) schätzen Lerner Indizes für insgesamt 12 Bankensysteme des europäischen Wirtschaftsraumes für die Jahre 2003 bis 2009. Die Autoren berechnen die Indizes auf Basis von Definition 2.3 und somit ohne Berücksichtigung der operativen Grenzkosten. Folglich sind die ermittelten durchschnittlichen *markups* für alle Länder im Bereich von 53 (Jahr 2008) bis 65 (Jahr 2009) Prozent relativ hoch.<sup>26</sup> Deutschland liegt mit *markups* für den gesamten Zeitraum zwischen 53 und 56 Prozent unterhalb des Durchschnitts und in etwa auf dem Niveau der Niederlande, Frankreich, Finnland und Belgien. Die niedrigsten Aufschläge werden für Österreich und Luxemburg angegeben. Die Banken in den PIIGS-Ländern weisen dahingegen die höchsten Lerner Indizes auf.<sup>27</sup> Für Deutschland besonders

<sup>26</sup>Wenn im Folgenden von „durchschnittlich“ die Rede ist, ist nicht die Berechnung des gewichteten Lerner Index (2.6 bzw. 2.7) gemeint. Vielmehr werden in den Studien die Indikatoren auf Einzelbankebene ermittelt und anschließend über den Querschnitt und/oder die Zeitdimension das arithmetische Mittel berechnet.

<sup>27</sup>PIIGS: Portugal, Italien, Irland, Griechenland, Spanien

auffällig ist, dass die Volatilität in den Werten sehr gering ausfällt. Im Jahr 2003 wird ein Wert von 53 ausgewiesen, der bis zum Jahr 2009 leicht schwankend auf 55 Prozent ansteigt. Betrachtet man den ganzen Datensatz über die Zeit, sind bis zu den Jahren des Eintretens der Finanzkrise (2007/2008) leicht sinkende Aufschläge zu beobachten, die dann von 2008 auf 2009 stark ansteigen und mehr als das ursprüngliche Niveau im Jahr 2003 betragen. Möglicherweise haben die Banken auf die Krise mit einer zurückhaltenden Kreditvergabe reagiert und ihre Kreditzinsen stark angehoben. Interessanterweise fällt der Anstieg für den deutschen Bankenmarkt von 53 auf 55 Prozent relativ moderat aus, möglicherweise ein Anzeichen einer relativ stabilen Kreditvergabe in den Jahren während der Finanzkrise (vgl. Brämer *et al.*, 2013, S. 150 f. für die Darstellung der Ergebnisse).

Eine aktuelle Studie von Weill (2013) ermittelt für 27 Länder der EU im Zeitraum von 2002 bis 2010 Lerner Indizes auf Basis der Definition 2.4. Für den gesamten Datensatz findet der Autor Werte für die Lerner Indizes zwischen ca. 12 (Jahr 2008) und ca. 20 (Jahr 2005) Prozent. In den alten EU Ländern (EU15) wird für den gesamten Zeitraum ein durchschnittlicher Wert von 16,46 Prozent angegeben, für die 12 neuen EU Länder ein Wert von 17,64 Prozent. Anscheinend ist der Wettbewerb in den Bankensystemen vieler osteuropäischer Staaten weniger intensiv als in den wirtschaftlich entwickelteren „alten“ EU-Ländern. Deutschland ist mit einem Lerner Index von ca. 9 Prozent deutlich unterhalb des Durchschnitts und in der Gruppe der wettbewerbsintensivsten Bankenmärkte anzusiedeln. Im Zeitraum von 2002 bis 2006 kam es für den gesamten Datensatz zu einem erheblichen Anstieg der Lerner Indizes um fast 6 Prozentpunkte. Während der Finanzkrise (2007-2009) kann insgesamt ein Rückgang der Lerner Indizes, anschließend (2010) wieder ein Aufwärtstrend festgestellt werden. Diese zeitlichen Tendenzen gelten auch für den deutschen Bankensektor. Insgesamt liegt die Marktmacht gegen Ende des Untersuchungszeitraums (2010) auf einem deutlich höheren Niveau als zu Beginn (2002). Die Wettbewerbsintensität hat also über die Zeit abgenommen (Weill, 2013, S. 105 f.).

Beck *et al.* (2013) verwenden in einer umfassenden Studie Lerner Indizes (Definition 2.4), um den Einfluss von Marktmacht auf die Stabilität von Banken in insgesamt 79 Ländern für den Zeitraum von 1994 bis 2009 zu messen. Die Autoren geben die jeweiligen durchschnittlichen Lerner Indizes pro Land und für den gesamten Zeitraum an. Der *markup* von Deutschland beträgt 8,3 Prozent und ist im internationalen Vergleich einer der niedrigsten Werte (Beck *et al.*, 2013, S. 241 f.).

Fernández de Guevara *et al.* (2007) bestimmen für die Jahre 1993 bis 2000 für insgesamt 12 Bankensysteme der EU Lerner Indizes (Definition 2.4). Auch hier ist der *markup* bei deutschen Banken mit 12,4 Prozent deutlich unterhalb des durchschnittlichen Wertes

(14,47 Prozent). Die zeitliche Entwicklung der Lerner Indizes zeigt, dass für beinahe alle Länder im Zeitablauf stark steigende Aufschläge festzustellen sind. Ausnahmen sind lediglich die Bankensysteme in Deutschland, Dänemark und Luxemburg, deren Werte für den Lerner Index im Jahr 2000 niedriger sind als zum Ausgangszeitpunkt (Fernández de Guevara *et al.*, 2007, S. 36).

Fernández de Guevara *et al.* (2005) geben leider keine konkreten Werte für die Höhe der Lerner Indizes (Definition 2.4) an, verdeutlichen jedoch graphisch die zeitliche Entwicklung für die 5 größten Bankenmärkte (Frankreich, Deutschland, Spanien, Italien, UK) der EU im Zeitraum von 1992 bis 1999. Deutschland nimmt im Vergleich einen Mittelplatz ein und hat Werte für die Lerner Indizes von ca. 10 Prozent. Auch hier zeigt sich die auffällig niedrige Volatilität über die Zeit in der Marktmacht deutscher Banken im Vergleich zu anderen Ländern. Die Lerner Indizes sind relativ stabil, und das Niveau im Jahr 1999 befindet sich in etwa auf dem des Ausgangsjahres 1992. Die höchsten Aufschläge können für Italien und Großbritannien, die niedrigsten für Frankreich und Spanien, festgestellt werden. Der *markup* für Spanien steigt jedoch gegen Ende des Beobachtungszeitraums stark an und übertrifft ab dem Jahr 1998 schließlich denjenigen Deutschlands (Fernández de Guevara *et al.*, 2005, S. 125 f.).

Autor/Methodik/Zeitraum	DE	FR	IT	ES	UK	AT
Brämer <i>et al.</i> (2013)/a/2003-09	55	52	75	74	x	37
Weill (2013)/b/2002-10	9	17	16	18	17	12
Beck <i>et al.</i> (2013)/b/1994-09	8	9	15	14	12	11
Carbó-Valverde & Rodríguez-Fernández (2007)/b/1994-01	35	27	37	38	33	x
Carbó-Valverde <i>et al.</i> (2009)/b/1995-01	14	14	16	20	11	17
Fernández de Guevara & Maudos (2004)/b/1993-00	11	6	11	13	16	10
Fernández de Guevara <i>et al.</i> (2007)/b/1993-00	12	11	15	17	20	12
DE: Deutschland, FR: Frankreich, IT: Italien, ES: Spanien, UK: Großbritannien, AT: Österreich						

Tabelle 2.2.: Lerner Indizes auf Länderebene (%) im internationalen Vergleich (Durchschnittswerte über alle Banken und den Beobachtungszeitraum)

Auch die ausgewiesenen Lerner Indizes (Definition 2.4) bei Carbó-Valverde *et al.* (2009) zeigen, dass Deutschland zu den Ländern mit einer überdurchschnittlichen Wettbewerbsintensität zu zählen ist. Im Zeitraum von 1995 bis 2001 wird für Deutschland ein durchschnittlicher *markup* von 14 Prozent angegeben, der durchschnittliche Wert über alle Länder beträgt 16 Prozent (Carbó-Valverde *et al.*, 2009, S. 121).



Zusammenfassend spricht die Evidenz dafür, dass deutsche Banken im internationalen Vergleich keine überdurchschnittlich hohe Marktmacht besitzen. Lediglich in der Studie von Carbó-Valverde & Rodríguez-Fernández (2007) liegt Deutschland mit einem *markup* von 35 Prozent oberhalb des Durchschnittes der anderen Länder.<sup>28</sup> Für die zeitliche Entwicklung der Lerner Indizes gibt es keinen eindeutigen Trend. Die Evidenz deutet jedoch nicht darauf hin, dass sich der Wettbewerb in den letzten zwei Jahrzehnten signifikant erhöht hat. Es sind teilweise sogar ansteigende Werte für den Lerner Index zu beobachten. Tabelle 2.2 gibt einen Überblick verschiedener Studien, die den Lerner Index als Marktmachtsindikator berechnet haben.

### 2.1.3. Der Boone Indikator

In einer Serie von verschiedenen theoretischen und empirischen Studien hat Boone einen neuen Wettbewerbsindikator in die Diskussion gebracht, der ausführlich beschrieben werden soll (Boone, 2008b; Boone, 2008a; Boone *et al.*, 2007; Griffith *et al.*, 2005).

#### Theorie

Für zahlreiche industrieökonomische Modelle gilt, dass die Veränderung einer exogenen Struktur- bzw. Verhaltensvariable in eine Richtung, die von Ökonomen regelmäßig als wettbewerbsintensivierend angesehen wird, den Gewinn und die Menge einer effizienten relativ zum Gewinn bzw. zur Menge einer beliebigen ineffizienteren Firma erhöht (Boone, 2008a). Boone (2008b) zeigt dies in einem allgemeinen Modellrahmen für das ähnliche Konzept der relativen Profit- bzw. Outputdifferenz. Angenommen auf einem Markt agieren drei Unternehmen und diese lassen sich absteigend nach ihrer Effizienz sortieren (das Beispiel ließe sich natürlich für den Fall beliebig vieler Firmen erweitern), d.h. Firma 1 hat den höchsten Effizienzgrad, Firma 2 den zweithöchsten und Firma 3 ist das ineffizienteste Unternehmen.<sup>29</sup> Dann gilt, unter gewissen Annahmen, die noch zu diskutieren sind, dass die Gewinndifferenz (Outputdifferenz) zwischen Firma 1 und 3 relativ zur Gewinndifferenz (Outputdifferenz) zwischen Firma 2 und 3, formal also der Ausdruck  $\frac{\pi_1 - \pi_3}{\pi_2 - \pi_3} \left( \frac{y_1 - y_3}{y_2 - y_3} \right)$ , durch eine Wettbewerbsintensivierung ansteigt (Boone, 2008b, S. 1246). Das Ergebnis im Modell wird getrieben durch den Outputreallokationseffekt. Effizientere Unternehmen produzieren im Ausgangsgleichgewicht mehr Output und generieren höhere Gewinne als jeweils ineffizientere (Boone, 2008b, S. 1246). Eine Wettbewerbsintensivierung führt zu einer wei-

<sup>28</sup>Seltsamerweise sind die angegebenen Werte für die Lerner Indizes aller Länder (Spanien, Frankreich, Niederlande, Italien, UK, Schweden) recht hoch, sofern man sie mit den anderen hier vorgestellten länderübergreifenden Studien vergleicht, obwohl die Kalkulation der Lerner Indizes ebenfalls auf der Definition 2.4 basiert und einen zu den anderen Studien ähnlichen Zeitraum (1994-2001) umfasst.

<sup>29</sup>Die Effizienzunterschiede werden dabei meist mit unterschiedlich hohen konstanten Grenzkosten begründet.

teren Spreizung der Outputs und Gewinne, d.h. effizienter wirtschaftende Unternehmen können sowohl ihren Output, als auch ihre Profite, zu Lasten von jeweils ineffizienter produzierender Firmen ausdehnen. Das Ergebnis von Boone ist dabei eng verwandt mit der Effizienzhypothese von Demsetz (1973).

Damit die Monotonieeigenschaft zwischen einer Wettbewerbsintensivierung und der Veränderung relativer Gewinne bzw. Outputs auftritt, muss eine so bezeichnete *level playing field* Annahme erfüllt sein (Boone, 2008b, S. 1248). Athey & Schmutzler (2001, S. 6) verwenden diesbezüglich auch den Begriff *exchangeability*, was bedeutet: „...firm  $i$  profits are the same as firm  $j$ 's profits would be if firm  $j$  was in firm  $i$ 's situation. Further, firm  $i$ 's profits are unchanged if the actions and state variables of two opponents are exchanged“ (Athey & Schmutzler, 2001, S. 6). Zwei vollkommen identische Unternehmen erzielen im Gleichgewicht also übereinstimmende Marktergebnisse (Preise, Mengen, Gewinne etc.).

Diese Annahme ist beispielsweise für ein Salop Modell im Allgemeinen nicht erfüllt. Angenommen es sind, wie in Abbildung 2.1 ersichtlich, 4 Unternehmen gleichmäßig entlang des Einheitskreises angesiedelt. Weiterhin sei angenommen, dass die Unternehmen, bis auf mögliche Grenzkostenunterschiede, vollkommen symmetrisch sind. Sofern Unternehmen 1 und 2 als direkte Nachbarn zu gleichen Grenzkosten produzieren, impliziert dies nicht, dass Preise, Mengen etc. identisch sind, da Unternehmen 1 einen anderen Nachbarn (Firma 4) hat als Unternehmen 2 (Firma 3) (Boone, 2008b, S. 1249).

Ein Hotelling Modell mit zwei um den Mittelpunkt symmetrisch angesiedelten Unternehmen erfüllt dahingegen diese *level playing field* Eigenschaft (Athey & Schmutzler, 2001, S. 7; Boone, 2008a, S. 597). Allgemein wird diese Anforderung in Cournot-Modellen und Produktdifferenzierungsmodellen mit über alle Unternehmen identischen Kreuzpreiseffekten erfüllt (Athey & Schmutzler, 2001, S. 6).

Eine weitere wichtige (und kritische) Annahme ist, dass die Effizienzvariable exogen gegeben und eindimensional sein muss. Es ist somit erforderlich, dass sich die Firmen am Markt absteigend nach ihrer Effizienz sortieren lassen können. Effizienz wird über die Eigenschaften der Kostenfunktion definiert. Für eine gegebene Outputmenge sinken sowohl Kosten, als auch Grenzkosten, mit zunehmendem Effizienzlevel, d.h. ein effizienteres Unternehmen kann eine gegebene Outputmenge zu niedrigeren gesamten Kosten produzieren (Boone, 2008b, S. 1248).

Boone (2008b) betrachtet schließlich, gegeben der getroffenen Annahmen, ein zweistufiges Spiel. Auf der ersten Spielstufe können die Firmen endogen ihre Markteintrittsentscheidung, in Abhängigkeit der exogen gegebenen Markteintrittskosten (bzw. Fixkosten),

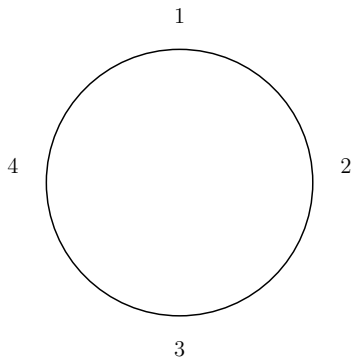


Abbildung 2.1.: Einheitskreis mit 4 symmetrisch angesiedelten Unternehmen

fallen. Anschließend konkurrieren sie über das simultane Festlegen ihrer strategischen Variable unter der Zielsetzung der Gewinnmaximierung.<sup>30</sup> Die Annahme der eindeutigen Effizienzreihung impliziert, dass nur effiziente Firmen in den Markt eintreten, d.h. es existiert ein bestimmtes Unternehmen mit so hohen Grenzkosten (bzw. einem so niedrigen Effizienzlevel), dass der variable Gewinn nicht mehr zur Deckung der Fixkosten ausreicht. Der Wettbewerb kann in diesem Modellansatz entweder durch sinkende Markteintrittskosten und eine damit einhergehende steigende Unternehmenszahl, oder durch ein aggressiveres Firmenverhalten intensiviert werden (Boone, 2008b, S. 1247). Beispiele für eine aggressiver werdende Unternehmensinteraktion sind eine Verringerung von modellierten Reaktionserwartungen (*conjectures*), eine leichtere Substituierbarkeit zwischen Gütern in Modellen mit Produktdifferenzierung, oder ein Wechsel von Cournot- zu Bertrand-Wettbewerb (Boone, 2008a, S. 594).

### Empirische Umsetzung

Um die empirische Umsetzung der theoretischen Resultate zu diskutieren, sei zunächst ein einfaches Beispiel angeführt. Angenommen auf einem Markt agieren 10 Unternehmen mit konstanten Grenzkosten  $c_i, i = 1, 2, \dots, 10$ . Es gilt  $c_1 < c_2 < \dots < c_{10}$ . Die eben diskutierten Annahmen an das Boone Modell sind allesamt erfüllt, woraus  $\pi_1 > \pi_2 > \dots > \pi_{10}$  folgt.<sup>31</sup>

Die Gewinne und Grenzkosten von allen Unternehmen werden in Relation zum ineffizientesten Unternehmen 10 gesetzt, d.h.  $\pi_i/\pi_{10}, c_i/c_{10}, \forall i = 1, 2, \dots, 10$ . Die Punkte

<sup>30</sup>Preis- oder Mengenwettbewerb spielt dabei keine Rolle.

<sup>31</sup>Das Beispiel ließe sich natürlich auch, anstatt mit Gewinnen, mit Mengen oder mit Marktanteilen veranschaulichen.

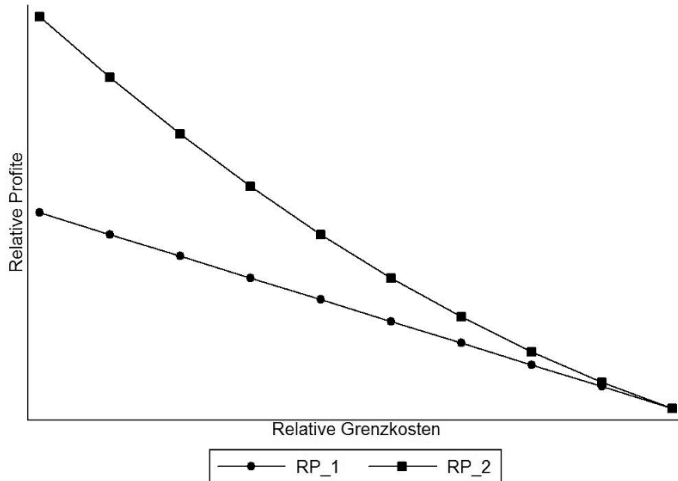


Abbildung 2.2.: Wettbewerbsintensivierung und Relatives Profitmaß (Eigene Darstellung in Anlehnung an Boone (2008a, S. 591-592))

zur zugehörigen  $RP_1$ -Linie in Abbildung 2.2 stellen die jeweiligen Paare aus relativen Grenzkosten und relativen Gewinnen im Ausgangsgleichgewicht dar. Wie ersichtlich, besteht ein eindeutiges (negatives) *mapping* zwischen relativen Grenzkosten und relativen Profiten. Nun erfährt der betrachtete Markt eine Wettbewerbsintensivierung, beispielsweise dadurch, dass die angebotenen Güter der Firmen leichter substituierbar werden, oder durch einen Wechsel von Cournot- zu Bertrand-Wettbewerb. Es kommt zum bereits beschriebenen Outputreallokationseffekt. Das neue Gleichgewicht wird in der Grafik durch die  $RP_2$  Linie dargestellt, die eindeutig oberhalb der  $RP_1$  Linie verläuft. Weiterhin ist in der Abbildung zu erkennen, dass die Spreizung der relativen Gewinne zunimmt, d.h. Unternehmen 1 verbucht den stärksten Gewinnzuwachs relativ zu Unternehmen 10, Unternehmen 2 den zweitstärksten etc.

Die Idee hinter dem empirischen Boone Indikator ist nun, den negativen Zusammenhang zwischen relativen Gewinnen und relativen Grenzkosten im Rahmen einer Regressionsanalyse zu schätzen.<sup>32</sup> Dies kann mittels der folgenden Regressionsgleichung geschehen

<sup>32</sup>Natürlich können auch direkt die relativen Gewinne jeweils zweier Banken berechnet, und diese über die Zeit und/oder über den Querschnitt, d.h. über verschiedene Bankenmärkte, miteinander verglichen werden. Schiersch & Schmidt-Ehmcke (2010) berechnen Boone Indikatoren auf diese Weise, um die Wettbewerbseffekte einiger prominenter Kartellerschlagungen für Deutschland zu studieren. Jedoch ist, dem besten Wissen des Autors nach, diese Methodik bislang noch nicht für Bankenmärkte umgesetzt worden.

(Boone *et al.*, 2007, S. 43):<sup>33</sup>

$$\ln\left(\frac{\pi_{it}}{\bar{\pi}_t}\right) = b_0 + b_{1t}\ln\left(\frac{c_{it}}{\bar{c}_t}\right) + u_{it}, \quad (2.10)$$

mit  $\bar{\pi}$  bzw.  $\bar{c}$  als Gewinn bzw. Grenzkosten für eine Referenzbank. Als zu erklärende Variable können ebenso gut Marktanteile verwendet werden, wie dies in einigen empirischen Studien bereits durchgeführt wird (Tabak *et al.*, 2012; Van Leuvensteijn *et al.*, 2013; Van Leuvensteijn *et al.*, 2011). Diese Spezifikation ist äquivalent zu

$$\ln(\pi_{it}) = b_0 + b_{1t}\ln(c_{it}) + b_{2t} + u_{it}, \quad (2.11)$$

mit  $b_{2t} = \ln(\bar{\pi}_t) - b_{1t}\ln(\bar{c}_t)$ . In der Empirie wird meist auf die Regressionsgleichung 2.11 zurückgegriffen, da die genaue Bestimmung der Referenzgrößen praktisch schwierig ist, beispielsweise dann, wenn nur eine Teilmenge der insgesamt agierenden Firmen beobachtet wird.<sup>34</sup> Der empirische Boone Indikator ist der Koeffizient  $b_{1t}$ , der aufgrund der log-log Spezifikation des Modells auch als Profitelastizität interpretiert werden kann. Die Theorie prognostiziert ein negatives Vorzeichen von  $b_{1t}$ . So besagt beispielsweise ein geschätzter Koeffizient von -4, dass eine Erhöhung der Grenzkosten um 1 Prozent zu einer Reduzierung der Profite um 4 Prozent führt. Mit der vorgestellten Methodik können Wettbewerbsunterschiede zwischen diversen Teilmärkten analysiert werden. Hierfür ist pro Markt eine Schätzung durchzuführen. Im Anschluss daran sind die ermittelten Koeffizienten miteinander zu vergleichen. Weiterhin kann der Boone Indikator auch für einen bestimmten Markt pro Zeitperiode ermittelt werden, indem der Koeffizient, wie in Regressionsgleichung 2.11 geschehen, zeitabhängig modelliert wird. Die Hypothese aus der Theorie lautet, dass jeweils kleinere Werte für den Boone Indikator mit mehr Wettbewerb gleichzusetzen sind. Die Intuition ist, dass auf wettbewerbsintensiveren Märkten Effizienzünterschiede stärker in Gewinnunterschiede umgewandelt werden, oder anders formuliert, auf wettbewerbsintensiveren Märkten werden ineffizientere (effizientere) Firmen stärker in Form niedrigerer (höherer) relativer Gewinne bestraft (belohnt) (Griffith *et al.*, 2005, S. 1).

Da die Robusttheitseigenschaften des Boone Indikators auf dem Gewinn- bzw. Outputvergleich für jeweils zwei Unternehmen basieren, kann der Indikator auch dann bestimmt werden, wenn nur eine Teilmenge der insgesamt am Markt agierenden Firmen beobachtet wird. Dies ist ein Vorteil gegenüber dem gewichteten Lerner Index, der nur in Datensätzen mit sämtlichen Unternehmen eines Marktes kalkuliert werden kann.

<sup>33</sup> $i$ : Bankindex,  $t$ : Zeitindex

<sup>34</sup>Sämtliche in Abschnitt 2.1.3 vorgestellten empirischen Arbeiten schätzen den Boone Indikator auf Basis der Regressionsgleichung 2.11, teilweise in einer leicht abgewandelten Form.

### Empirische Evidenz

Die Nützlichkeit des Boone Indikators ist in der empirischen Forschung, trotz seiner theoretischen Fundierung, nicht unumstritten. Schiersch & Schmidh-Ehmcke (2010) untersuchen die Zerschlagung prominenter Kartellfälle in Deutschland. Der Zeitpunkt der Kartellauflösung kann dabei als eine Art natürliches Experiment aufgefasset werden, d.h. die Autoren gehen davon aus, dass nach der Kartellzerschlagung der Wettbewerb intensiver sein muss als vorher. Von dieser plausiblen Annahme ausgehend, kalkulieren die Autoren sowohl Boone Indikatoren, als auch Lerner Indizes, für die jeweiligen Kartellfälle und zeigen, dass der Lerner Index den sich intensivierenden Wettbewerb korrekt abzubilden vermag, während der Boone Indikator dies in vielen Fällen nicht leisten kann (Schiersch & Schmidh-Ehmcke, 2010, S. 14ff.).

Van Leuvensteijn *et al.* (2011) schätzen den Boone Indikator empirisch für Bankenmärkte. In Anlehnung an die Spezifikation 2.11 wird für den Zeitraum von 1992 bis 2004 für einige entwickelte Bankensektoren pro Land und Jahr ein Boone Indikator für das Kreditgeschäft kalkuliert. Die geschätzten Werte zeigen, dass Deutschland, zusammen mit den USA und Spanien, die wettbewerbsintensivsten Bankenmärkte haben. Die Niederlande nehmen eine Mittelposition ein und der Wettbewerb in Frankreich ist am Schwächsten ausgeprägt. Für Deutschland resultiert ein durchschnittlicher Wert für den Boone Indikator über die Zeit von -4, d.h. ein 1 prozentiger Anstieg der Grenzkosten führt zu einem Rückgang der Marktanteile um 4 Prozent. Die zeitliche Entwicklung der Boone Indikatoren ergibt keinen eindeutigen Trend, für die meisten Länder ist über die Zeit jedoch ein Abnehmen der Wettbewerbsintensität zu konstatieren. Für Deutschland sinkt der Boone Indikator betragsmäßig von 4,47 (Jahr 1995) auf 2,66 (Jahr 2004) (Van Leuvensteijn *et al.*, 2011, S. 3164-3165).

Delis (2012) bestimmt in einer umfassenden empirischen Arbeit für 84 Länder für die Zeitperiode von 1987 bis 2005 ebenfalls Boone Indikatoren, jedoch auf Basis von Gewinn- und Kosten- als zu erklärende Variable. Dabei verwendet er ein nichtparametrisches ökonometrisches Verfahren und ist in der Lage, den Indikator auf Einzelbankebene zu bestimmen. Für Deutschland wird über den gesamten Zeitraum ein durchschnittlicher Wert für den BI von -4,2 angegeben, welcher mit den Angaben von Van Leuvensteijn *et al.* (2011) sehr gut übereinstimmt (vgl. Delis, 2012 für die Ergebnisse). Im internationalen Vergleich kann für Deutschland dabei ebenfalls eine überdurchschnittliche Wettbewerbsintensität festgehalten werden.

Im Gegensatz zu diesen Ergebnissen steht das Papier von Schaeck & Cihák (2014). Die Autoren schätzen Boone Indikatoren für insgesamt 10 europäische Bankensysteme und halten für den deutschen Bankensektor, im Vergleich zu den anderen Ländern, eine niedrige Wettbewerbsintensität fest (Schaeck & Cihák, 2014, S. 222).

Tabelle 2.3 gibt einen Überblick über einige empirischen Arbeiten zum Boone Indikator für den Bankensektor. Dabei werden noch zwei weitere Studien, welche hier nicht diskutiert worden sind, aufgeführt.

Autor/Zeit	Länder	BI	Anmerkung
Van Leuvensteijn <i>et al.</i> (2011)/1992-04	EU-5, USA, Japan	-4,0 (DE)	Abnahme der Wettbewerbsintensität
Delis (2012)/1987-2005	84 Länder	-4,2 (DE)	für DE überdurchschnittlicher Wettbewerb
Tabak <i>et al.</i> (2012)/2003-2008	10 Lateinam. Länder	-0,6*	k.A.
Park (2013)/1992-2008	Südkorea, China	-1,12/1,97**	k.A.
Schaeck & Cihák (2014)/1996-2005	10 europ. Länder	DE: -0,022	Wettbewerb in Deutschland gering im Vergleich

EU-5: 5 größte Länder der EU (Italien, Deutschland, Spanien, Frankreich, Großbritannien)  
\* Durchschn. Boone Indikator über alle Länder im Sample (eigene Berechnung)  
\*\* erster Wert für Südkora, zweiter Wert für China

Tabelle 2.3.: Empirische Bankstudien zum Boone Indikator

2.1.4. Strukturelle Oligopolmodelle mit Reaktionserwartungen

Eine weitere Möglichkeit zur empirischen Wettbewerbsanalyse ist das Identifizieren von so genannten Reaktionserwartungen (*conjectures*). Reiss & Wolak (2007) führen diese Methodik unter den strukturellen empirischen Ansätzen auf, wobei strukturell im ökonometrischen Sprachgebrauch zu verstehen ist, d.h. es existiert eine enge Symbiose zwischen theoretischer Modellherleitung und deren Überführung in eine empirisch überprüfbare Form. Das Ziel der Methodik ist es, empirisch den Reaktionserwartungsparameter zu identifizieren, und über diesen Rückschlüsse über die zugrundeliegende Marktstruktur zu erhalten. Iwata (1974) war einer der ersten Autoren, der diese Methodik angewandt hat, indem er *conjectures* für die japanische Glasindustrie auf Einzelfirmenebene ermittelte. Vergleichbare empirische Arbeiten stammen von Appelbaum (1982), Bresnahan (1982), Lau (1982) und Gollop & Roberts (1979).<sup>35</sup>

<sup>35</sup>Ein Überblick ist zu finden bei Bresnahan (1989).

Auch wenn viele Autoren bei der Identifizierungsstrategie individuell vorgehen, lässt sich für die meisten empirischen Arbeiten ein gemeinsamer theoretischer Nenner hinsichtlich des zugrundeliegenden Modellrahmens feststellen. In Anlehnung an die theoretischen Arbeiten von Dickson (1979) und Cowling & Waterson (1976), basiert die empirische Methodik üblicherweise auf der Annahme, dass ein Markt mit  $n$  Akteuren bei Mengenwettbewerb und einem homogenen Gut  $y$  vorliegt. Die Banken produzieren mit der Kostenfunktion  $c_i(y_i)$  und die inverse Nachfrage,  $p(y)$ , weist die üblichen Ableitungseigenschaften auf, d.h.  $p' < 0$  und  $p'' \leq 0$ . Die Bedingung erster Ordnung für das Gewinnmaximierungsproblem einer repräsentativen Bank  $i$  lautet:

$$p + p' y_i(1 + v_i) - c'_i = 0, \quad (2.12)$$

mit  $v_i \equiv \frac{\partial \sum_{j \neq i} y_j}{\partial y_i}$  als Reaktionserwartungsparameter, der die erwartete Veränderung der Konkurrenzmenge auf eine marginale Veränderung der Menge von Bank  $i$  zum Ausdruck bringt. Die Besonderheit des Reaktionserwartungsparameters ist, dass unterschiedliche oligopolistische Marktformen in einem Modellansatz abgebildet werden können, und somit eine dynamische Komponente in den eigentlich statischen Ansatz integriert wird (Dixit, 1986). Nimmt  $v_i$  den Wert 0 an, liegt ein Markt unter Cournot-Mengenwettbewerb vor, bei  $v_i = -1$  handelt es sich um einen perfekt wettbewerblichen Markt, und bei  $v_i = \frac{Y - y_i}{y_i}$ , wobei  $Y = \sum_j y_j$ , zeichnet sich die Marktstruktur durch perfekte Kollusion aus (Dixit, 1986, S. 116).<sup>36</sup>

Bedingung 2.12 kann unter Beachtung der Definition für die Nachfrageelastizität,  $\epsilon \equiv -\frac{p}{p'y}$ , wie folgt umgeformt werden:

$$\frac{p - c'_i}{p} = \frac{1 + v_i}{\epsilon} s_i, \quad (2.13)$$

wobei  $s_i$  der Marktanteil einer Bank  $i$  ist. Bedingung 2.13 setzt den relativen Aufschlag auf die Grenzkosten einer Bank  $i$  in Abhängigkeit des Marktanteils, der Nachfrageelastizität und des Reaktionserwartungsparameters. Ausgehend von den Bedingungen 2.12 bzw. 2.13 existieren unterschiedliche Möglichkeiten, den Reaktionserwartungsparameter  $v_i$  empirisch zu identifizieren.

<sup>36</sup>Für ein symmetrisches Duopol impliziert der Kollusionsfall somit  $v_i = 1$  für  $i = 1, 2$  und für diesen Fall liegt der Parameter im Intervall  $[-1, 1]$ .



## Ansatz von Iwata (1974)

Die Besonderheit an der Methodik von Iwata (1974) ist, dass die Reaktionserwartungen auf Einzelfirmenebene identifiziert werden. Hierfür leitet Iwata (1974, S. 948-949), basierend auf den eben hergeleiteten Optimalitätsbedingungen, die folgende Beziehung her:

$$v_i = \frac{\epsilon}{s_i} \frac{p - c_i'}{p} - 1. \quad (2.14)$$

Die Höhe der Reaktionserwartung von Bank  $i$  ist also eine Funktion des Marktanteils, der Nachfrageelastizität und des Lerner Index dieser Bank. Da die Grenzkosten sowie die Nachfrageelastizität nicht direkt beobachtbar sind, resultiert ein Wert für  $v_i$  erst nach dem Schätzen einer Kosten- und Nachfragefunktion. Um das Identifizierungsproblem lösen zu können, geht der Autor von einer konstanten Nachfrageelastizität aus und nimmt weiterhin an, dass Preise und Marktanteile strikte Funktionen der exogenen Modellparameter sind (Iwata, 1974, S. 948-949). Anschließend schätzt Iwata für einzelne Unternehmen der Industrie jeweils Nachfrage- und Kostenfunktionen und ist in der Lage, eine Schätzung für die Reaktionserwartungen pro Firma zu erhalten (Iwata, 1974, S. 950 ff.).<sup>37</sup>

## Ansatz von Bresnahan (1982) und Lau (1982)

Das empirische Identifizieren von institutsspezifischen *conjectures* stellt hohe Datenanforderungen. In den 1970er bzw. 1980er Jahren waren Mikrodatsätze jedoch weit weniger verbreitet, als dies heutzutage der Fall ist. Oft lagen für eine bestimmte Industrie nur Daten auf aggregierter Ebene über die Zeit vor.

Die Methodik von Bresnahan (1982) und Lau (1982) ist zur Wettbewerbsanalyse anwendbar, wenn nur aggregierte Industriedaten vorliegen. Ausgehend von einer Symmetrieannahme, d.h.  $c_i' = c'$ ,  $v_i = v$ ,  $y_i = y$ ,  $\forall i$ , wird durch Aggregation von Bedingung 2.12 über alle Banken und Division durch  $n$  die durchschnittliche Angebotsrelation des Marktes wie folgt hergeleitet (Bresnahan, 1982, S. 88):

$$p = c - \frac{1+v}{n} p' Y, \quad (2.15)$$

mit  $Y = ny$ . Das empirische Identifizierungsproblem besteht darin, den Ausdruck  $(1+v)/n \equiv \rho$  zu bestimmen, welcher die zugrundeliegende Marktstruktur beschreibt. Im Fall  $v = -1$  ist  $\rho$  gleich 0 und es liegt ein Markt unter vollkommenem Wettbewerb vor.

<sup>37</sup>Siehe auch Bikker & Haaf (2002b, S. 31-32) und Bikker & Bos (2005, S. 18-19) zu dieser Methodik.

Ein symmetrisches Cournot-Oligopol impliziert  $v = 0$  und folglich  $\rho = 1/n$ , während der Kollusionsfall durch einen Parameterwert von  $\rho = 1$  charakterisiert werden kann (Bresnahan, 1982, S. 88).

Um den Parameter  $\rho$  identifizieren zu können, bringt Bresnahan (1982, S. 91) die Angebotsrelation 2.15 in eine empirisch überprüfbare Form und schätzt diese simultan mit einer aggregierten Nachfragefunktion. Die besondere Attraktivität des Ansatzes besteht darin, dass keine Mikrodaten verfügbar sein müssen. Benötigt werden lediglich Daten zu Preisen, Mengen und Preisen für die Inputfaktoren (für die empirische Bestimmung von  $c$ ) auf aggregierter Industriebene. Mittlerweile existieren jedoch einige empirische Arbeiten, welche die zunehmende Verfügbarkeit von Mikrodaten ausnutzen, und aufbauend auf den Arbeiten von Bresnahan und Lau die Modelle feiner spezifizieren können.<sup>38</sup>

Ansatz von Uchida & Tsutsui (2005)

Eine Weiterentwicklung der Methodik, speziell für die Analyse von Bankenmärkten und folglich für den hier präsentierten Methodenüberblick besonders interessant, stammt von Uchida & Tsutsui (2005). Die Autoren messen den Wettbewerb im japanischen Banken-sektor für den Zeitraum von 1974 bis 2000, indem für separate Teilmärkte *conjectures* über die Zeit identifiziert werden.

Die Autoren modellieren, dem industrieökonomischen Ansatz der Bankentheorie folgend, Banken, die sich durch Depositen refinanzieren und diese auf der Aktivseite entweder in Kundenkredite oder Anleihen investieren (Uchida & Tsutsui, 2005, S. 422-423). Ausgehend von der Annahme perfekten Wettbewerbs im Einlagenmarkt, überführen Uchida und Tsutsui die Bedingung erster Ordnung für ein Gewinnmaximum einer repräsentativen Bank in eine Zinserlösgleichung, welche abhängig von den Grenzkosten des Kredit-sowie des Einlagengeschäftes, den Zinsaufwendungen für die Refinanzierung mit Einlagen und dem Quotient aus Reaktionserwartungsparameter und Nachfrageelastizität ist. Um den Reaktionserwartungsparameter separat identifizieren zu können, schätzen Uchida & Tsutsui (2005, S. 423-424) diese hergeleitete Umsatzgleichung simultan mit einer Kosten- und einer Nachfragefunktion. Die Verfügbarkeit von Mikrodaten erlaubt es zudem, den Reaktionserwartungsparameter sowohl über die Zeit, als auch für separate Teilmärkte zu bestimmen, wodurch eine detailliertere Wettbewerbsanalyse möglich wird (Uchida & Tsutsui, 2005, S. 424).

---

<sup>38</sup>Vgl. hierfür beispielsweise Coccorese (2009) oder der folgende Ansatz von Uchida & Tsutsui (2005).

Ansatz von Appelbaum (1982) und Angelini & Cetorelli (2003)

Reiss & Wolak (2007) weisen auf ein generelles Problem beim Identifizieren von *conjectures* hin. Die statische Oligopoltheorie liefert schließlich nur einige Spezialwerte für die Höhe der Reaktionserwartungsparameter (vollkommener Wettbewerb, Cournot, Kollusion). Aus theoretischer Sicht problematisch erscheint die Methodik dann, wenn im Rahmen der empirischen Analyse ein Wert ermittelt wird, der beispielsweise zwischen dem Cournot- und dem Kollusionsfall liegt. Ist ein solcher Befund nun Evidenz dafür, dass sich das Wettbewerbsverhalten des Marktes tatsächlich zwischen Cournot-Wettbewerb und der Kollusionslösung befindet, oder vielmehr Folge der gewählten funktionalen Form der spezifizierten Nachfrage- bzw. Kostenfunktionen (Reiss & Wolak, 2007, Ch. 6.1)? Eine weitere Kritik beim Identifizieren von *conjectures* stammt von Corts (1999), der zeigt, dass der Reaktionserwartungsparameter im Rahmen eines dynamischen Oligopolmodells mit Kollusion im Allgemeinen Nachfrageschocks nicht korrekt abbildet, und es dadurch tendenziell zu einer Unterschätzung der ausgeübten Marktmacht kommt (Corts, 1999, S. 230 ff.). Weiterhin erfordert das Schätzen einer Nachfragefunktion die vorherige konkrete Definition der regionalen Spannweite des zu analysierenden Marktes. Wird der Markt jedoch zu eng definiert, kann es zu Verzerrungen beim Schätzen der korrekten Reaktionserwartungsparameter kommen (Shaffer, 2001, S. 99).

Durch den Verzicht, eine Nachfragefunktion zu schätzen, können die diskutierten Probleme, insbesondere die der Marktabgrenzung, eingegrenzt werden. Der Ansatz von Angelini & Cetorelli (2003), der im Wesentlichen auf Appelbaum (1982) basiert, geht in diese Richtung. Wenn keine Nachfragefunktion geschätzt wird, erhält der Forscher jedoch keine Information über die Nachfrageelastizität und das separate Identifizieren des Reaktionserwartungsparameters ist nicht möglich. Allerdings kann im Rahmen des strukturellen Modells der Lerner Index hergeleitet werden.

Ausgehend von Bedingung 2.12 leiten Angelini & Cetorelli (2003, S. 667) folgende Beziehung her:<sup>39</sup>

$$p_i = c_i' + \frac{\eta_i}{\tilde{\epsilon}}, \quad (2.16)$$

mit  $\eta_i = (1 + v_i)s_i$  und  $\tilde{\epsilon} \equiv -\frac{\partial y/\partial p}{y}$  als die Semi-Elastizität der Nachfrage. Die Idee der Methodik ist, den Term  $\eta_i/\tilde{\epsilon}$  als Ganzes empirisch zu identifizieren. Wird der Ausdruck durch den Preis  $p$  dividiert, dann resultiert der bekannte Lerner Index als Marktmachts-

<sup>39</sup>Angelini & Cetorelli (2003) weichen hier ein wenig von der theoretischen Stringenz ab und lassen Heterogenität in den Preisen zu, obwohl die Methodik auf der Analyse von Märkten mit homogenen Gütern basiert.

maß (Appelbaum, 1982, S. 297). Die empirische Identifizierungsstrategie von Angelini & Cetorelli (2003, S. 667-668) sieht somit das simultane Schätzen der Angebotsrelation 2.16 und einer Kostenfunktion vor. Anschließend dividieren die Autoren den identifizierten Ausdruck  $\eta_i/\bar{\epsilon}$  durch den Preis und erhalten den Lerner Index als Marktmachtsindikator. Der Unterschied zu der in Abschnitt 2.1.2 vorgestellten Vorgehensweise ist, dass hier der Lerner Index im Rahmen eines strukturellen ökonometrischen Modells bestimmt wird.

#### Empirische Evidenz

Die vorgestellte Methodik erlaubt, im Gegensatz zu den bislang diskutierten Wettbewerbsindikatoren, eine detaillierte Analyse der Wettbewerbsform. Über den ermittelten Verhaltensparameter lassen sich die Nullhypothesen „vollkommener Wettbewerb“, „Cournot-Mengenwettbewerb“ und „Kollusion“ testen.

Tabelle 2.4 verschafft einen kompakten Überblick über die wichtigsten empirischen Studien. Dabei fällt auf, dass in relativ vielen Arbeiten die Nullhypothese der vollkommenen Konkurrenz nicht verworfen werden kann. In länderübergreifenden Studien schneidet der deutsche Bankensektor im internationalen Vergleich gemischt ab.

Bei Shaffer (2001) kann im Zeitraum von 1979 bis 1991 für Deutschland die Nullhypothese der vollkommenen Konkurrenz nicht verworfen werden. Der deutsche Bankensektor zeichnet sich demnach zusammen mit Norwegen, Finnland, Kanada, Italien und Schweden durch den intensivsten Wettbewerb aus (Shaffer, 2001, S. 91).

Die Studie von Bikker (2003) für 9 europäische Bankensektoren für die Jahre 1978 bis 1998 kommt zu leicht anderen Schlussfolgerungen. Hier kann für Deutschland, sowohl für den Einlagen-, als auch für den Kreditmarkt, die Nullhypothese des perfekten Wettbewerbs verworfen werden. Der ermittelte Reaktionserwartungsparameter liegt zwischen der Cournot-Lösung und der Marktstruktur des vollkommenen Wettbewerbs. Länderübergreifend ist der Wettbewerb in Deutschland, zusammen mit Spanien, am Schwächsten ausgeprägt (Bikker, 2003, S. 182 f.).

Neven & Röller (1999) kommen dahingegen zu komplett gegensätzlichen Ergebnissen. In einer Analyse für insgesamt 7 EU Länder (inkl. Deutschland) finden die Autoren Evidenz für kollusives Verhalten. Allerdings sind die Resultate nur bedingt mit denjenigen von Shaffer (2001) und Bikker (2003) vergleichbar, da sowohl ein anderer Zeitraum (1981-1989), als auch ein anderes Outputmaß (Firmen- und Baufinanzierungskredite) Gegenstand der Analyse ist.

Autor/Zeit	Länder	Ergebnis/Anmerkung
Shaffer (1989)/1941-83	USA	vollk. Konk.
Shaffer (1993)/1965-89	Kanada	vollk. Konk.
Suominen (1994)/1960-89	Finnland	vollk. Konk. bis 1984, anschl. Reduzierung d. Wettbewerbs (Kredite, Einlagen)
Berg & Kim (1998)/1990-92	Norwegen	Firmensegment wettbewerblicher als <i>retail</i> Geschäft
Neven & Röller (1999)/1981-89	7 EU Länder	kollusives Verhalten für Baufinanzierung und Firmengeschäft; über die Zeit Reduktion der Marktmacht
Shaffer (2001)/1979-91	11 Länder weltweit	vollk. Konk. für Deutschland
Toolsema (2002)/1993-99	Niederlande	vollk. Konk. (Konsumentenkreditmarkt)
Shaffer (2002)/1979-91	Schweiz	vollk. Konk. für Kantonalbanken und Sparkassen; große und ausländische Banken mit Marktmacht
Bikker (2003)/1978-98	9 EU Länder	Nullhypothese der vollk. Konk. kann für Deutschland verworfen werden
Angelini & Cetorelli (2003)/1984-97	Italien	(Einlagen- und Kreditmarkt) - Ausmaß an Marktmacht jedoch gering
Canhoto (2004)/1990-95	Portugal	Lerner Indizes rel. stabil bis 1992 (ca. 15 %); anschl. Rückgang (ca. 5-10 %); Genossenschaftsbanken leicht höhere Ausschläge
		Nullhypothese Cournot Wettbewerb wird zugunsten kollusiven Verhaltens verworfen (Einlagenmarkt), über die Zeit Wettbewerbsintensivierung
Uchida & Tsutsui (2005)/1974-00	Japan	Wettbewerbsintensivierung bis 1984, anschließend kein eindeutiger Trend; Regionalbanken mit mehr Marktmacht als Stadtbanken
Kubo (2006)/1992-2004	Thailand	sinkende Lerner Indizes bis 1998, in den Jahren nach der Asienkrise steigende Indizes
Delis <i>et al.</i> (2008)/1993-2004	Griechenl., Spanien, Lettland	statisch: vollk. Konk.; dynamisch: Verwerfen der Nullhypothese d. vollk. Konk.
Delis & Tsionas (2009)/2000-07	USA, 11 europ. Länder	USA wettbewerblicher als Europa

Tabelle 2.4.: Empirische Bestimmung von *conjectures* auf Bankenmärkten: Literaturüberblick

Die von Delis & Tsionas (2009) für die Zeitperiode von 2000 bis 2007 separat ermittelten *conjectures* für die USA und 11 europäische Bankenmärkte zeigen, dass der Wettbewerb in den USA intensiver als in Europa ausfällt. Dieses Ergebnis bestätigt dasjenige von Van Leuvensteijn *et al.* (2011). Möglicherweise ist die niedrigere Abhängigkeit von Bankkrediten in den USA ein Zeichen für die höhere Wettbewerbsintensität, im Vergleich zu den stärker bankorientierten Finanzsystemen Europas.

Weitere empirische Arbeiten zeigen, dass der Wettbewerb unterschiedlich stark ausfällt, je nachdem welcher Teilmarkt analysiert wird. Berg & Kim (1998) finden für den norwegischen Bankensektor Evidenz dafür, dass der Wettbewerb im Markt für große Firmenkunden intensiver ist als im *retail* Segment und bei der Kreditfinanzierung kleiner Unternehmen. Dies ist ein äußerst intuitives Resultat, denn in den letztgenannten Geschäftssegmenten dürfte räumliche Nähe zwischen Bank und Kreditnehmer ein wichtiges Kriterium zur Überwindung von Informationsasymmetrien sein. Folglich ist zu erwarten, dass hier der Wettbewerb räumlich begrenzt stattfindet und die Wettbewerbsintensität niedriger ist.<sup>40</sup>

Für den niederländischen Konsumentenkreditmarkt im Zeitraum von 1993 bis 1999 kann Toolsema (2002) die Nullhypothese der vollkommenen Konkurrenz nicht verwerfen. Dass der Markt für Konsumentenkredite hart umkämpft ist, sollte kaum verwundern, denn das Geschäft ist weitestgehend standardisiert und die Güter können als homogen angesehen werden.

Canhoto (2004) ist einer der wenigen Autoren, welche den Wettbewerb separat für Einlagenmärkte messen. Der Autor kann dabei für den portugiesischen Einlagenmarkt für die Jahre 1990 bis 1995 die Nullhypothese des Cournot-Wettbewerbs zugunsten kollusiven Verhaltens verwerfen.

Die Wettbewerbsintensität kann auch für unterschiedliche Bankengruppen differieren. Shaffer (2002) bestätigt für die Schweiz (1979-1991), dass Kantonalbanken und Sparkassen einer intensiveren Wettbewerbssituation ausgesetzt sind, als große und ausländische Banken. Die meisten empirischen Studien finden jedoch gegensätzliche Ergebnisse. So bestätigen Uchida & Tsutsui (2005) für den japanischen Bankensektor, dass Regionalbanken mehr Marktmacht ausüben als Stadtbanken. Angelini & Cetorelli (2003) weisen für Italien nach, dass (kleinere) Genossenschaftsbanken leicht höhere *markups* durchsetzen als (größere) Geschäftsbanken.

---

<sup>40</sup>Vgl. die ausführliche Diskussion in Kapitel 3.1.

Speziell für den deutschen Bankenmarkt existiert bis dato lediglich die Studie von Fischer & Hempell (2006), die für Deutschland im Zeitraum von 1993 bis 2001 Lerner Indizes, der Methodik von Appelbaum (1982) und Angelini & Cetorelli (2003) folgend, bestimmen. Die Ergebnisse der Studie werden, zusammen mit anderen empirischen Wettbewerbsstudien für den deutschen Bankensektor, in Abschnitt 3.1.2 vorgestellt.

#### 2.1.5. Die H-Statistik von Panzar/Rosse

Eine weitere Methodik zur Bestimmung des Wettbewerbs auf Märkten stammt von Panzar & Rosse (1987), und wird, aufgrund der moderaten Datenanforderungen, den aus der Theorie einfach abzuleitenden Hypothesen sowie der relativ simplen ökonometrischen Umsetzbarkeit, häufig zur Wettbewerbsanalyse eingesetzt. Ein weiterer Vorteil der Methodik, gegenüber dem Schätzen von Reaktionserwartungsparametern, ist, dass kein konkreter Markt definiert werden muss (Moch, 2013, S. 2911).

#### Theorie

Die so bezeichnete H-Statistik von Panzar & Rosse (1987) basiert auf der Idee, dass Veränderungen in den Preisen für die Inputfaktoren (beispielsweise Arbeit und Kapital) unterschiedliche Reaktionen im Preissetzungsverhalten der Banken auslösen, je nachdem in welchem Wettbewerbsumfeld diese agieren (Monopol, vollkommener Wettbewerb, monopolistische Konkurrenz, Cournot-Oligopol mit *conjectures*). Panzar und Rosse leiten für verschiedene Wettbewerbsformen die Umsatzelastizität in Bezug auf die Preise für die Inputfaktoren her, die so genannte H-Statistik, und grenzen den Wertebereich, den diese Statistik für die einzelnen Wettbewerbsformen annehmen kann, ein.

Im Folgenden soll veranschaulicht werden, wie die Autoren für unterschiedliche Marktformen die H-Statistik herleiten. Dabei wird die folgende Notation eingeführt (Panzar & Rosse, 1987, S. 444-445):<sup>41</sup>  $R(y, z)$  ist die Umsatzfunktion einer Bank mit  $z$  als Vektor von exogenen Variablen und  $y$  als Vektor von Entscheidungsvariablen (z.B. Kreditmengen).  $C(y, w, q)$  ist die Kostenfunktion, wobei  $w$  ein Vektor von  $m$  Faktorinputpreisen und  $q$  ein Vektor mit sonstigen exogenen Variablen darstellt, die Einfluss auf die Kosten haben können. Der Gewinn  $\pi$  einer Bank ist  $R(y, z) - C(y, w, q)$ .

#### Monopolfall

Panzar & Rosse (1987, S. 445) beginnen mit der Herleitung der H-Statistik für den Monopolfall.  $y^0$  sei das Argument, welches die Gewinnfunktion  $\pi(y, z, w, q)$  maximiert und  $y^1$  das Argument, welches die Gewinnfunktion  $\pi(y, z, (1 + h)w, q)$  mit  $h \geq 0$  als Skalar,

<sup>41</sup>Hinweis: Notation gegenüber dem Originalartikel leicht abgeändert.

der eine proportionale Erhöhung der Faktorinputpreise bezeichnet, maximiert. Weiterhin definieren die Autoren  $R^0 = R(y^0, z) \equiv R^*(z, w, q)$  und  $R^1 = R(y^1, z) \equiv R^*(z, (1+h)w, q)$ , wobei  $R^*$  die reduzierte Form der Umsatzgleichung darstellt. Folglich gilt per Definition (Panzar & Rosse, 1987, S. 445):

$$R^1 - C(y^1, (1+h)w, q) \geq R^0 - C(y^0, (1+h)w, q). \quad (2.17)$$

Die linke Seite der Bedingung ist der maximale Gewinn im Gleichgewicht für den Fall  $h \geq 0$ , die rechte Seite der Gewinn im Gleichgewicht für  $h \geq 0$  und gegeben, dass die Bank  $y^0$  wählt, also den Outputvektor, der den Gewinn für  $h = 0$  maximiert. Ausgehend von Bedingung 2.17 und unter Verwendung der Eigenschaft, dass die Kostenfunktion linear homogen in  $w$  ist, leiten die Autoren die Summe der Umsatzelastizitäten mit Bezug auf die Preise für die Inputfaktoren eines Monopolisten nach einigen Umformungen wie folgt her (Panzar & Rosse, 1987, S. 445):

$$H^* \equiv \sum_{i=1}^m \frac{w_i}{R^*} \frac{\partial R^*}{\partial w_i} \leq 0. \quad (2.18)$$

Die Autoren zeigen, dass die gleichgewichtigen Umsätze eines gewinnmaximierenden Monopolisten auf eine 1%ige Erhöhung der Faktorinputpreise sinken (oder konstant bleiben). Intuitiv ist dieses Resultat einfach nachzuvollziehen. Bekanntlich produziert ein Monopolist immer im elastischen Bereich der Nachfrage. Eine Erhöhung der Inputpreise, und folglich der Grenzkosten, um den Faktor  $h$  führt dazu, dass der Preis ansteigt und die Menge zurückgeht. Da sich der Monopolist im elastischen Bereich der Nachfrage befindet, ist der Mengenrückgang jedoch stärker als der Preisanstieg, was unweigerlich zu Umsatzeinbußen führt.

#### Monopolistische Konkurrenz im langfristigen Gleichgewicht

Die Autoren fahren fort mit dem Modell der monopolistischen Konkurrenz nach Chamberlin (Panzar & Rosse, 1987, S. 449 ff.). Panzar und Rosse führen zunächst die inverse Nachfragefunktion  $p(y, n, z)$  einer repräsentativen Bank ein, wobei  $n$  die Anzahl der Konkurrenzbanken zum Ausdruck bringt. Die inverse Nachfrage hat die üblichen Ableitungseigenschaften, d.h.  $\frac{\partial p}{\partial y} < 0$  und  $\frac{\partial p}{\partial n} < 0$ . Weiterhin nehmen die Autoren an, dass die Nachfrageelastizität einer repräsentativen Bank,  $\epsilon \equiv -\frac{p}{p_y y}$ , mit steigender Unternehmenszahl ansteigt, was eine weitestgehend unkritische Annahme sein sollte. Der Gewinn einer repräsentativen Bank lautet demgemäß  $yp(y, n, z) - C(y, w, q)$ . Im langfristigen Gleichgewicht gilt, dass sich sowohl jede individuelle Bank in ihrem Gewinnmaximum befindet,



als auch, dass Markteintritte so lange stattgefunden haben, bis der Gewinn jeder Bank auf 0 gedrückt wurde. Formal lauten die Gleichgewichtsbedingungen (Panzar & Rosse, 1987, S. 450):

$$R_y(y^*, n^*, z) - C_y(y^*, w, q) = 0, \quad R^*(y^*, n^*, z) - C^*(y^*, w, q) = 0. \quad (2.19)$$

Die weitere Vorgehensweise ist ähnlich zum Monopolfall. Ausgehend von den Bedingungen 2.19 wird mittels komparativer Statik die H-Statistik hergeleitet und gezeigt, dass die Marktstruktur der monopolistischen Konkurrenz eine H-Statistik von  $\leq 1$  impliziert (Panzar & Rosse, 1987, S. 451).

#### Langfristiges Konkurrenzgleichgewicht

Panzar & Rosse (1987) analysieren nun die Marktstruktur der vollkommenen Konkurrenz im langfristigen Gleichgewicht. Methodisch gehen sie analog zum eben skizzierten Fall der monopolistischen Konkurrenz vor. Das langfristige Konkurrenzgleichgewicht ist dadurch charakterisiert, dass die Banken ihre Preise (z.B. die Kreditzinsen) gleich ihren Grenzkosten setzen und im Gleichgewicht keine Gewinne erzielt werden. Ausgehend von diesen beiden Gleichgewichtsbedingungen zeigen Panzar & Rosse (1987, S. 452), dass ein H-Wert von 1 die Marktform des langfristigen Konkurrenzgleichgewichts abdeckt. Die Intuition hinter diesem Ergebnis ist einleuchtend. Da im Wettbewerbsgleichgewicht die Banken zu Grenzkosten bepreisen, führt eine 1%ige Erhöhung der Inputpreise, und somit der Grenzkosten, zu einer äquivalenten Erhöhung der Preise. Weiterhin produzieren die Unternehmen im Gleichgewicht im Minimum der Durchschnittskostenkurve, genau dort, wo die Grenzkostenkurve die Durchschnittskostenkurve von unten schneidet. Da die Kostenfunktion linear homogen in den Inputpreisen ist, führt eine 1%ige Erhöhung der Faktorpreise zu einer proportionalen Verschiebung der Grenzkosten- und Durchschnittskostenkurve nach oben, d.h. die optimale Menge, welche eine Bank produziert, bleibt konstant.<sup>42</sup> Eine konstant bleibende Menge sowie ein zum Anstieg der Inputpreise proportionaler Anstieg der Preise implizieren, dass die Umsätze ebenfalls proportional ansteigen (Panzar & Rosse, 1987, S. 452).

#### Oligopol bei homogenem Gut und Reaktionserwartungen

Panzar und Rosse beenden die theoretische Analyse mit einem Oligopolmodell mit einer beliebigen Anzahl  $n$  an symmetrischen Banken am Markt (vgl. die Herleitung in Abschnitt 2.1.4). Ausgehend von der Bedingung erster Ordnung 2.12 leiten sie wieder

<sup>42</sup>Das ist natürlich nur dann möglich, wenn andere Banken aus dem Markt ausscheiden, was implizit angenommen wird.

die H-Statistik her und zeigen, dass das Vorzeichen von H vom Gleichgewichtswert der aggregierten Grenzerlösfunktion abhängig ist. Für den Fall der perfekten Kollusion (d.h.  $v_i = \frac{Y - y_i}{y_i}, \forall i$ ) ist die H-Statistik  $\leq 0$  und deckt folglich wieder den Monopolfall ab (Panzar & Rosse, 1987, S. 445). Für die restlichen Marktstrukturen können die Autoren keine eindeutigen Vorzeichenwerte angeben.

### Erweiterungen und Diskussion

Seit der wegweisenden Studie von Panzar und Rosse haben viele Autoren die Methodik weiterentwickelt und verfeinert. Vesala (1995, S. 55-56) zeigt für die Marktstruktur der monopolistischen Konkurrenz bei freiem Marktein- und austritt, dass die H-Statistik eine steigende Funktion der Nachfrageelastizität ist. Je elastischer die Nachfrage, je niedriger also die Marktmacht der Banken, desto näher liegt die H-Statistik am Wert 1, der wie diskutiert die Marktstruktur des vollkommenen Wettbewerbs abbildet. Dieses Resultat ist äußerst wertvoll, denn dadurch wird die H-Statistik zu einer kontinuierlichen Wettbewerbsvariable und unterschiedliche Werte für die Statistik können im Sinne von mehr oder weniger Wettbewerb miteinander verglichen werden (Vesala, 1995, S. 56). Höhere Werte für H deuten folglich auf wettbewerbsintensivere Märkte hin und vice versa.<sup>43</sup>

In einer Reihe von Papieren bereichert Shaffer die ökonomische Interpretation der H-Statistik ebenfalls auf bedeutsame Weise (Shaffer, 1982; Shaffer, 1983a; Shaffer, 1983b). Shaffer (1982) leitet für den Fall einer lokal konstanten Nachfrageelastizität und lokal linearer Kostenfunktionen einen Zusammenhang zwischen der H-Statistik und der Nachfrageelastizität auf Einzelinstituts- sowie der Gesamtmarktebene her. Shaffer (1983b) baut auf diesem Resultat auf und bringt für die kurze Frist, d.h. bevor sämtliche Marktein- und Marktaustrittsprozesse stattgefunden haben, die H-Statistik in eine unmittelbare Beziehung zum Lerner Index. Eine weitere interessante Erweiterung liefert Shaffer, indem er den Reaktionserwartungsparameter aus dem Modellansatz von Bresnahan (1982) und Lau (1982) in eine direkte Beziehung zur Panzar-Rosse Statistik bringt (Shaffer, 1983a).

### Empirische Umsetzung

Aus der Theorie ergeben sich die folgenden Hypothesen:

- $H \leq 0$ : Monopol bzw. Oligopol mit perfekter Kollusion,
- $H \in (0, 1)$ : monopolistische Konkurrenz im langfristigen Gleichgewicht,
- $H = 1$ : langfristiges Konkurrenzgleichgewicht,

<sup>43</sup>Dieser Punkt wird in Abschnitt 3.1.2 noch weiter diskutiert.

die anhand der folgenden typischen Regressionsgleichung getestet werden (Bikker *et al.*, 2012, S. 1027):<sup>44</sup>

$$\ln(R) = b_0 + \sum_{j=1}^n H_j \ln w_j + b_1 KV + u, \quad (2.20)$$

mit  $R$  als den Umsatz einer Bank,  $w_j$  der Preis für den Inputfaktor  $j$ ,  $KV$  als ein Set von diversen Kontrollvariablen und  $u$  als Störterm. Die Summe der einzelnen  $H$ -Koeffizienten ist die  $H$ -Statistik und gibt die Umsatzelastizität mit Bezug auf die Faktorinputpreise an.

Ausgehend von Regressionsgleichung 2.20 existieren noch drei weitere alternative Spezifikationen.<sup>45</sup> Banken unterscheiden sich üblicherweise hinsichtlich ihrer Größe, gemessen beispielsweise über die Bilanzsumme. Folglich haben größere Banken in der Regel auch höhere Umsätze, was aber nicht ausschließlich auf die Variation in den Faktorinputpreisen zurückzuführen ist. In vielen empirischen Arbeiten wird deswegen noch die logarithmierte Bilanzsumme (oder ein anderes Outputmaß) in die Regression 2.20 aufgenommen, um für diesen Effekt zu kontrollieren (vgl. u.a. Nathan & Neave, 1989; Molyneux *et al.*, 1996; Coccoresse, 2009):

$$\ln(R) = b_0 + \sum_{j=1}^n H_j \ln w_j + b_1 KV + b_2 \ln TA + u, \quad (2.21)$$

mit  $TA$  als Bilanzsumme (*Total Assets*) einer Bank. Andere Autoren weichen etwas von der theoretischen Fundierung von Panzar und Rosse ab und arbeiten mit logarithmierten Preis-, anstatt Umsatzdaten, als zu erklärende Variable. Hierfür werden die Umsätze durch ein Outputmaß (z.B. Bilanzsumme) dividiert (vgl. Staikouras & Koutsomanoli-Fillipaki, 2006). Die Umsatzgleichung 2.20 wird also in eine Preisgleichung wie folgt überführt (Bikker *et al.*, 2012, S. 1028):

$$\ln(R/TA) = b_0 + \sum_{j=1}^n H_j \ln w_j + b_1 KV + u. \quad (2.22)$$

Die dritte Spezifikation verwendet ebenfalls Preisdaten, skaliert die Regressionsgleichung aber noch mit der logarithmierten Bilanzsumme (vgl. Claessens & Laeven, 2004):

$$\ln(R/TA) = b_0 + \sum_{j=1}^n H_j \ln w_j + b_1 KV + b_2 \ln TA + u. \quad (2.23)$$

<sup>44</sup>Regressionsgleichung ohne Angabe der Querschnittsindizes.

<sup>45</sup>Vgl. Bikker *et al.* (2012) für einen Überblick.

Ganz offensichtlich ist die Spezifikation 2.21 äquivalent zur Spezifikation 2.23, mit der Ausnahme, dass der Koeffizient der logarithmierten Bilanzsumme in 2.23 um den Wert 1 höher ist.<sup>46</sup>

In einem aktuellen Papier zeigen Bikker *et al.* (2012), dass lediglich die unskalierte Spezifikation 2.20 mit der theoretischen Analyse von Panzar und Rosse kompatibel ist. Die skalierte Umsatzgleichung 2.21, sowie die Preisgleichungen 2.22 und 2.23, lassen keine zweifelsfreie Trennung zwischen perfektem und imperfektem Wettbewerb zu (Bikker *et al.*, 2012, S. 1029).

### Empirische Evidenz

Tabelle 2.5 gibt einen kompakten Überblick über einige Studien zur H-Statistik. Die Arbeiten speziell für den deutschen Bankensektor werden detailliert in Abschnitt 3.1.2 diskutiert, weswegen sie in Tabelle 2.5 nicht aufgeführt werden. Wie Tabelle 2.5 zu entnehmen ist, finden die meisten Autoren Evidenz, dass die meisten Märkte durch die Marktstruktur der monopolistischen Konkurrenz zu charakterisieren sind.

Im Gegensatz zur präsentierten Evidenz zum Lerner Index in Abschnitt 2.1.2, kann in den länderübergreifenden Studien zur H-Statistik für den deutschen Bankensektor eher eine leicht unterdurchschnittliche Wettbewerbsintensität festgehalten werden (vgl. u.a. Bikker & Haaf, 2002a; Claessens & Laeven, 2004; Casu & Girardone, 2006; Carbó-Valverde *et al.*, 2009).<sup>47</sup>

Weitere interessante Einsichten ergeben sich, wenn H-Statistiken für unterschiedliche Größenklassen analysiert werden. Für kleine Banken können dabei meist kleinere Werte für die H-Statistik angegeben werden, als für große Institute (vgl. u.a. De Bandt & Davis, 2000; Bikker & Haaf, 2002a; Hempell, 2002; Moch, 2013). Diese Befunde sind auch konsistent zu den im folgenden Kapitel 3 aufgezeigten empirischen Resultaten, wonach kleinere Banken deutlich mehr Marktmacht durchsetzen können als große Institute.

## 2.2. Theoretisches Modell

Nachdem die wichtigsten empirischen Wettbewerbsindikatoren präsentiert worden sind, erfolgt in diesem Abschnitt die theoretische Modellanalyse. Dabei wird ein Bankenoligopol, dem industrieökonomischen Ansatz der Bankentheorie folgend, modelliert (Freixas &

<sup>46</sup>Einfache Umformung zeigt dies:  $\ln(R/TA) = \ln R - \ln TA$ . Bringt man  $\ln TA$  auf die rechte Seite resultiert:  $(b_2 + 1)\ln TA$ .

<sup>47</sup>Der Vergleich unterschiedlicher H-Statistiken und daraus gefolgerte Wettbewerbsunterschiede sind jedoch nur unter bestimmten Voraussetzungen legitim, welche in Abschnitt 3.1.2 noch kurz diskutiert werden.

Autor(en)/Zeit	Länder	Ergebnis
Nathan & Neave (1989)/1982-84	Kanada	vollk. Konk. (1982, 1,058); monop. Konk. (1983-1984, 0,68-0,729)
Molyneux <i>et al.</i> (1994)/1986-89	5 größte EU Länder	monop. Konk. (DE, UK, ES, FR), Monopol (IT)
Hondroyannis (1999)/1993-95	<i>et al.</i> Griechenland	monop. Konk. (H-Statistik nahe 0)
Bikker & Groeneveld (2000)/1989-96	15 EU Länder	monop. Konk. (H: 0,76-0,79); kein Anstieg des Wettbewerbs über die Zeit; H-Wert für DE leicht oberhalb des Durchschnitts
De Bandt & Davis (2000)/1992-96	FR, DE, IT, USA	insgesamt monop. Konk.; Wettbewerb für kleine Banken geringer als für große Banken; USA mehr Wettbewerb als in Europa
Bikker & Haaf (2002a)/1988-98	23 Länder weltweit	insgesamt monop. Konk.; Wettbewerb in DE leicht unterhalb des Durchschnitts; kleine Banken üben mehr Marktmacht aus als mittelgroße und große Banken; leichte Intensivierung des Wettbewerbs über die Zeit; Europa wettbewerbsintensiver als USA;
Coccorese (2004)/1997-99	Italien	insgesamt monop. Konk.; mehr Wettbewerb in wirtschaftlich starken Regionen
Claussens & Laeven (2004)/1994-01	50 Länder weltweit	insgesamt monop. Konk.; Wettbewerb in DE unterhalb des Durchschnitts; positiver Einfluss der Marktkonzentration auf die Wettbewerbsintensität
Straikouras & Koutsomanolikipaki (2006)/1998-02	EU15	monop. Konk.
Casu & Girardone (2006)/1997-03	EU15	insgesamt monop. Konk.; Wettbewerb in DE unterhalb des Durchschnitts
Schaeck <i>et al.</i> (2009)/1980-05	45 Länder weltweit	Wettbewerbsintensität im intern. Vergleich niedrig für DE
Goddard & Wilson (2009)		
Carbó-Valverde <i>et al.</i> (2009)/1995-01	14 EU Länder	monop. Konk.; Wettbewerb für DE leicht unterhalb des Durchschnitts

Tabelle 2.5.: Empirische Studien zur H-Statistik auf Bankenmärkten: Literaturüberblick

Rochet, 2008, Kap. 3). Dieses Modell gilt als Ausgangspunkt, um im weiteren Verlauf der Analyse die Wirkung einer Wettbewerbsintensivierung auf die Wettbewerbsindikatoren HHI, Lerner Index und Boone Indikator studieren zu können. In Abschnitt 2.2.1 wird der allgemeine Modellrahmen präsentiert. In Abschnitt 2.2.2 wird das Modell gelöst und die gleichgewichtigen Marktergebnisse hergeleitet. Schließlich erfolgt in Abschnitt 2.2.3 eine Diskussion der modellierten exogenen Modellvariablen hinsichtlich ihrer Wettbewerbswirkung.

### 2.2.1. Modellrahmen

In diesem Gliederungspunkt werden die grundlegenden Modellannahmen vorgestellt und diskutiert.

#### Allgemeiner Rahmen

Es konkurrieren insgesamt  $n$  Banken auf dem Einlagen- und dem Kreditmarkt über das simultane Festlegen von Kredit- und Einlagenmengen. In der industriökonomischen Literatur existiert seit langem eine rege Diskussion darüber, ob der Wettbewerb auf Märkten besser durch Mengen- oder durch Preisentscheidungen beschrieben werden sollte. Ein wichtiger Beitrag zu dieser Debatte stammt von Kreps & Scheinkman (1983), die gezeigt haben, dass die vorab Festlegung auf eine bestimmte Kapazität und anschließender Preiswettbewerb äquivalent zu Mengenwettbewerb sein kann. Schliephake & Kirstein (2013) bestätigen das Ergebnis von Kreps & Scheinkman (1983) für Bankenmärkte, wenn die Banken ex ante eine bestimmte Eigenkapitalkapazität festlegen und diese ex post nur zu hohen Kosten geändert werden kann. Die kritische Frage ist also, ob sich Banken ex ante auf eine bestimmte Kapazität festlegen müssen oder nicht. In diesem Zusammenhang ist nicht nur die von Schliephake & Kirstein (2013) betrachtete Eigenkapitalkapazität zu nennen. Denkbar ist beispielsweise auch, dass Banken ex ante eine bestimmte Ressourcenausstattung für das Backoffice, oder in Bezug auf ihr vorhandenes Filialnetz, festlegen. Es existieren somit einige Argumente, welche die Wahl von Mengen als strategische Variable stützen. Doch selbst wenn diese Argumentation nicht überzeugt, scheint die Entscheidung pro Mengen als Entscheidungsvariable nicht allzu kritisch. Die Zielsetzung des Kapitels ist, wie beschrieben, die Wirkungsweise von bestimmten Wettbewerbsvariablen auf die Wettbewerbsindikatoren HHI, LI und BI zu studieren. Wie von Boone (2008b, S. 1248) gezeigt, spielt es für die Robustheitseigenschaften des relativen Profit- bzw. Marktanteilsmaßes keine Rolle, über welche strategische Variable entschieden wird, so lange die Annahmen, wie sie in Abschnitt 2.1.3 diskutiert wurden, gültig sind. Folglich würde Zinswettbewerb qualitativ zu keinen anderen Ergebnissen für den Boone Indikator führen,

wie sie in Abschnitt 2.3.2 hergeleitet werden. Selbiges gilt für den Indikator HHI, da eine eindeutige Beziehung zwischen dem Boone Indikator und dem HHI existiert, wie in Abschnitt 2.3.3 noch gezeigt wird.<sup>48</sup>

Die  $i = 1, 2, \dots, n$  Banken agieren als klassische Finanzintermediäre, welche sich über die Hereinnahme von Einlagen  $D$  refinanzieren und hiermit Kredite im Umfang  $L$  weiterreichen. Das gesamte am Markt gehandelte Kredit- und Einlagenvolumen ist die Summe der Voluminas über alle Banken:

$$L = \sum_{i=1}^n L_i, \quad D = \sum_{i=1}^n D_i, \quad \text{mit } n \geq 2. \quad (2.24)$$

Die inverse Kreditnachfrage-, sowie die inverse Einlagenangebotsfunktion, sind gegeben durch:<sup>49</sup>

$$r_i^L = a - L_i - d \sum_{j \neq i}^n L_j, \quad r_i^D = e + D_i + t \sum_{j \neq i}^n D_j, \quad (2.25)$$

mit  $d \in [0, 1]$  und  $t \in [0, 1]$  als Parameter, die das Ausmaß der exogenen Produktdifferenzierung messen. Bei  $d = 1$  und  $t = 1$  liegen Märkte mit vollkommen homogenen Krediten bzw. Einlagen vor. Sobald  $d < 1$  bzw.  $t < 1$  gilt, können die Banken ihre Kredite bzw. Einlagen gegenüber ihren Konkurrenten differenzieren. Im Extremfall gilt  $d = 0$  bzw.  $t = 0$ , womit jede Bank als Monopolist auf ihrem Markt agieren kann.  $a$  ist der Reservationszins, also die maximale Zahlungsbereitschaft der Konsumenten für Kredite. Dieser Parameter beeinflusst die Marktgröße und kann als Nachfrageparameter interpretiert werden. Analog dazu ist  $e$  der Einlagenzins, den die Banken den Einlegern mindestens bieten müssen, um diese zu einem positiven Einlagenangebot zu bewegen. Der Parameter bestimmt die Größe des Einlagenmarktes und wird daher im Folgenden auch als Angebotsparameter bezeichnet.

Bankbilanz

Die Banken am Markt können nicht über sämtliche Depositen für Ausleihungszwecke verfügen und müssen den Anteil  $\alpha$ ,  $\alpha \in [0, 1]$ , der Depositen als Mindestreserve auf der Aktivseite vorhalten. Im Rahmen von Basel-II bzw. Basel-III sind die Banken dazu verpflichtet, einen bestimmten Prozentsatz ihrer risikogewichteten Aktiva in Form regulatorischer Eigenmittel vorzuhalten. Die Eigenkapitalanforderung wird im Modell in der

<sup>48</sup>Für den Lerner Index kann an dieser Stelle keine konkrete Aussage getroffen werden.

<sup>49</sup>Spence (1976), Raab & Welzel (2011), Boone (2008a), Schliephake & Kirstein (2013) arbeiten u.a. mit derartigen Nachfragefunktionen. Diese Spezifikation geht auf Bowley (1924) zurück und lässt sich aus einer quadratischen Nutzenfunktion herleiten.

denkbar einfachsten Form als ein bestimmter Prozentwert vom ausgegebenen Kreditvolumen definiert. Banken unterhalten somit Eigenkapital ( $K_i$ ) in Höhe von  $K_i = \delta L_i$ , mit  $\delta \in [0, 1)$ . Der Parameter  $\delta$  ist der so genannte Solvabilitätskoeffizient und wird von der Regulierung festgelegt. Die Gleichung, obwohl einfach gehalten, bildet den wesentlichen Mechanismus der aktuellen Regulierungspraxis gut ab. Je mehr Kreditvolumen eine Bank platziert, d.h. je höher ihre Risikoaktiva, desto mehr Eigenkapital muss sie vorhalten. Eigenkapital wird zum Zins  $r^K$  vergütet und ist per Annahme teurer als Fremdkapital. Die Kapitalanforderung bindet aus diesem Grund. Das bedeutet, dass jede Bank am Markt exakt soviel Eigenkapital hält, wie ihr von der Regulierung vorgeschrieben wird. Die hier gewählte Modellierung der Eigenkapitalanforderung ist konsistent mit bisherigen Arbeiten der theoretischen Bankenliteratur, obgleich aus Gründen der Vereinfachung keine Risikogewichtung integriert wird (vgl. u.a. Blum & Hellwig, 1995; Kim & Santomero, 1988; Pausch & Welzel, 05/2012; Blum, 1999; Hakenes & Schnabel, 2011b).

Volumensinkongruenzen zwischen Aktiva und Passiva gleicht jede Bank über eine Interbankenposition  $M$  zum gegebenen Zinssatz  $r$  aus. Formal lautet die Bankbilanz einer repräsentativen Bank somit

$$\begin{aligned} \alpha D_i + M_i + L_i &= D_i + \delta L_i, \\ \iff M_i &= D_i(1 - \alpha) + L_i(\delta - 1). \end{aligned} \tag{2.26}$$

Kostenfunktion, Kreditrisiko und Gewinn

In der Modellanalyse soll weiterhin der Tatsache Rechnung getragen werden, dass Banken in der Realität ein gewisses Ausmaß an Kreditausfällen zu schultern haben. Ein wichtiger Beitrag zum Einfluss des Kreditrisikos (und des Zinsänderungsrisikos) auf das Verhalten von Banken stammt von Wong (1997), der einen positiven Zusammenhang zwischen Kredit- und Zinsänderungsrisiko auf den Zinsspread (Kreditzins abzüglich Einlagenzins) einer risikoaversen monopolistischen Bank aufzeigt. Broll *et al.* (2004) beleuchten die Funktion von Kreditderivaten im Zusammenhang mit dem Kreditrisiko einer risikoaversen monopolistischen Bank, während Pausch & Welzel (05/2012) den Einfluss der Eigenkapitalregulierung in Anlehnung an die Basel II (III) Regelungen auf das Risikoverhalten studieren. Im Folgenden wird von der stochastischen Natur der Höhe der Kreditausfälle abstrahiert. Die Kreditausfälle werden deterministisch modelliert, d.h. jede Bank weiß, beispielsweise aus Erfahrung, dass ein bestimmter Anteil  $\lambda \in [0, 1)$  ihrer mit dem Kreditgeschäft verbundenen Zinserträge,  $r_i^L L_i$ , ausfällt. Der Zinsertrag nach Abzug der Kreditausfälle beträgt also  $(1 - \lambda)r_i^L L_i$ .



Eine additiv-separable Kostenfunktion der Form  $C_i = c_i^L L_i + c_i^D D_i$ ,  $c_i^L, c_i^D > 0$ ,  $i \neq j$ , soll die Effizienzunterschiede der Banken berücksichtigen und dient als Benchmark ohne Berücksichtigung von Verbundeffekten. Der Bankgewinn ist die Summe aus den Zinserträgen des Kreditgeschäftes und der Interbankenposition (die natürlich auch negativ sein kann), abzüglich der Zinsaufwendungen für Depositen, den Eigenkapital-, den Kreditausfall- und den operativen Kosten:

$$\pi_i = r_i^L L_i + r M_i - r_i^D D_i - c_i^L L_i - c_i^D D_i - r^K \delta L_i - \lambda r_i^L L_i. \quad (2.27)$$

Unter Berücksichtigung der Bilanzbedingung kann die Gewinnfunktion auch in der für den Bankpraktiker intuitiveren Zinsmargenform geschrieben werden:

$$\pi_i = \underbrace{\left( (1 - \lambda) r_i^L - r - (r^K - r) \delta - c_i^L \right) L_i}_{\text{Nettozinsmarge Aktiv}} + \underbrace{\left( r(1 - \alpha) - r_i^D - c_i^D \right) D_i}_{\text{Nettozinsmarge Passiv}}. \quad (2.28)$$

### Zielfunktion

Die Banken müssen nicht zwangsläufig das Geschäftsziel der Gewinnmaximierung verfolgen, sondern können auch eine atypische Zielfunktion maximieren. Motiviert wird diese Annahme mit der Feststellung, dass der deutsche Bankensektor mit Sparkassen und Genossenschaftsbanken von zwei Bankentypen bevölkert wird, die häufig ein solches atypisches Verhalten für sich proklamieren. Ob gewisse Bankentypen tatsächlich ein von der reinen Gewinnmaximierung abweichendes Geschäftsziel verwirklichen, ist letztlich eine empirische Fragestellung und soll an dieser Stelle nicht weiter vertieft werden.

In der Literatur über gemischte Oligopole existieren vielfältige Modellierungsmöglichkeiten für atypische Zielfunktionen. Traditionell werden gemischte Oligopole als Märkte aufgefasst, auf welchen private Unternehmen mit öffentlichen Firmen konkurrieren. Während bei privaten Firmen regelmäßig die Gewinnmaximierungsannahme unterstellt wird, treten die öffentlichen Firmen häufig als Wohlfahrtsmaximierer<sup>50</sup> in Erscheinung (vgl. u.a. Merrill & Schneider, 1966; De Fraja & Delbono, 1989; Cremer *et al.*, 1989; Cremer *et al.*, 1991; Kitahara & Matsumura, 2012; Bárcena-Ruiz, 2007; Mujumdar & Pal, 1998).

<sup>50</sup>Wohlfahrt meist gemessen als sozialer Überschuss bestehend aus Produzenten- und Konsumentenrente.

Welzel (1996) weicht hiervon ab und führt die atypische Zielfunktion als Linearkombination aus Gewinn und Konsumentenrente (d.h. ohne Berücksichtigung der Produzentenrente) ein. Da nur schwer vorstellbar ist, dass Gewinne von Konkurrenzbanken positiv in die Zielfunktion einer Genossenschaftsbank oder Sparkasse einfließen, dürfte diese Ausrichtung an Konsumenteninteressen eine treffendere Modellierungsart darstellen, als eine Maximierung des sozialen Überschusses.

Eine weitere Motivation zur Entstehung atypischer Unternehmensziele liefern Fershtman & Judd (1987).<sup>51</sup> Die Autoren zeigen, dass eine strategische Managerentlohnung, die sich nicht nur an Gewinn-, sondern auch an Umsatzgrößen orientiert, wie ein strategischer Zug wirkt und ein Unternehmen in die Position des Als-ob-Stackelbergführers bringen kann (Fershtman & Judd, 1987, S. 932). Übertragen auf den hier betrachteten Bankenmarkt bedeutet dies, dass selbst bei den privaten Geschäftsbanken nicht zwingend ein gewinnmaximierendes Verhalten zu unterstellen ist. So ist vorstellbar, dass Manager in privaten Banken, beispielsweise die Filialleiter vor Ort, einen gewissen diskretionären Handlungsspielraum bei der Konditionengestaltung für Einlagen und Kredite haben und folglich, zumindest teilweise, über die Entscheidungsgewalt im Einlagen- und Kreditgeschäft verfügen. Wird die Entlohnung des Managers nicht nur an den Gewinn, sondern auch an den Umsatz bzw. das Kredit- oder Einlagenvolumen gekoppelt, dann kann ein derartiges Anreizsystem ebenfalls aggregiert zu einer atypischen Verhaltensweise dieser privaten Geschäftsbank führen. Diese Überlegungen implizieren, dass nicht explizit zwischen Sparkassen, Genossenschaftsbanken und privaten Geschäftsbanken unterschieden, sondern lediglich eine repräsentative Bank betrachtet wird, die entweder ihren Gewinn maximiert oder sich atypisch verhält.

Das von der reinen Gewinnmaximierung (möglicherweise) abweichende Verhalten einer beliebigen Bank wird in Anlehnung an Barros & Modesto (1999) modelliert.<sup>52</sup> Diese finden im Rahmen einer empirischen Untersuchung für den portugiesischen Bankensektor Evidenz für atypisches Verhalten einer öffentlichen Bank im Kreditgeschäft (Barros & Modesto, 1999, S. 881-883). Der Ansatz der Autoren basiert auf einer simplen Erweiterung der Gewinnfunktion einer Bank um jeweils eine Volumenskomponente für das Kredit- und Einlagengeschäft. Diese Volumenskomponente wird dabei an den Opportunitätskosten bewertet, um die Kosten einer solchen, von der reinen Profitorientierung divergierenden, Verhaltensweise nicht außer Acht zu lassen.

---

<sup>51</sup>siehe hierzu auch Sklivas (1987).

<sup>52</sup>Raab & Welzel (2011) modellieren die atypische Zielfunktion einer Genossenschaftsbank bzw. Sparkasse ebenfalls analog zu Barros & Modesto (1999).

Für das hier modellierte Bankenoligopol verursacht atypisches Verhalten im Kreditgeschäft Opportunitätskosten von  $r + \delta(r^K - r)$ , im Einlagengeschäft entstehen  $r(1 - \alpha)$ . Die Gewinnfunktion 2.28 wird somit um die beiden Terme  $\theta_i^L(r + \delta(r^K - r))L_i$  und  $\theta_i^D r(1 - \alpha)D_i$ , mit  $\theta_i^L, \theta_i^D \geq 0$ , erweitert.  $\theta_i^L$  bzw.  $\theta_i^D$  sind exogene Modellparameter, die das von der reinen Gewinnmaximierung abweichende Verhalten berücksichtigen. Die Zielfunktion einer repräsentativen Bank hat somit das folgende Aussehen:

$$\psi_i = ((1 - \lambda)r_i^L - (1 - \theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L) L_i + (r(1 - \alpha)(1 + \theta_i^D) - r_i^D - c_i^D) D_i. \quad (2.29)$$

Ein Blick auf Gleichung 2.29 verdeutlicht die Idee hinter dem Ansatz von Barros & Modesto (1999). Die Existenz der Volumenskomponente, bzw. ein höherer Wert für diese, verleitet eine Bank dazu, bei ihrer Optimierung nicht mehr die vollen Opportunitätskosten einzupreisen. Die Bank verhält sich *ceteris paribus* so, als wäre ihre Zinsmarge (Aktiv und Passiv) höher. Es kommt zu einem aggressiveren Marktverhalten dieser Bank. Sie wird ihre Mengen ausweiten und die Kreditzinsen (Einlagenzinsen) senken (erhöhen) (Barros & Modesto, 1999, S. 873). Dies wirft unmittelbar die Frage nach einer Obergrenze für die Parameter auf. Die Zielfunktion 2.29 zeigt, dass ganz offensichtlich  $\theta_i^L = 1$  ein kritischer Wert zu sein scheint, denn für diesen Fall würde eine Bank die Opportunitätskosten des Kreditgeschäfts in ihrem Kalkül überhaupt nicht mehr berücksichtigen. Bei höheren Werten würde die Bank sogar Nutzen aus der Existenz der Opportunitätskosten ziehen und sich dementsprechend noch aggressiver verhalten. Ein solcher Fall wird als unrealistisch angesehen und es werden die Restriktionen  $\theta_i^L, \theta_i^D \in [0, 1]$  eingeführt. Auch dem Einlagengeschäft wird eine Obergrenze von 1 auferlegt. Ein Parameterwert  $\theta_i^D = 1$  impliziert, dass eine Bank bei der Berechnung der Zinsmarge Passiv den um die Liquiditätsanforderung korrigierten Interbankenzins doppelt ansetzt. Höhere Werte werden als unwahrscheinlich angesehen und ausgeschlossen. Diese Restriktionen sind ebenfalls kompatibel mit der empirischen Evidenz von Barros & Modesto (1999). Die Autoren bestimmen für das Kreditsegment einen Wert, der nicht signifikant von 1 zu unterscheiden ist, für das Einlagengeschäft kann die Nullhypothese des gewinnmaximierenden Verhaltens nicht verworfen werden, d.h. der ermittelte Wert unterscheidet sich statistisch nicht signifikant von 0 (Barros & Modesto, 1999, S. 881 ff.).

## 2.2.2. Optimierung und Ergebnisgrößen im Gleichgewicht

In den beiden nächsten Gliederungspunkten wird das Optimierungsproblem dargestellt und gelöst. Weiterhin werden die gleichgewichtigen Marktergebnisse hergeleitet.

## Optimierungsproblem und Bedingungen erster Ordnung

Das Optimierungsproblem einer repräsentativen Bank  $i$  lässt sich wie folgt formulieren:

$$\begin{aligned} \max_{L_i, D_i} \psi_i = & \left( (1 - \lambda) \left( a - L_i - d \sum_{j \neq i} L_j \right) - (1 - \theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L \right) L_i \\ & + \left( r(1 - \alpha)(1 + \theta_i^D) - e - D_i - t \sum_{j \neq i} D_j - c_i^D \right) D_i. \end{aligned} \quad (2.30)$$

Die Bedingung erster Ordnung für die optimale Höhe von  $L_i$  lautet:

$$\frac{\partial \psi_i}{\partial L_i} = (1 - \lambda) \left( a - L_i - d \sum_{j \neq i} L_j \right) - (1 - \theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L - (1 - \lambda)L_i = 0. \quad (2.31)$$

Analog für  $D_i$ :

$$\frac{\partial \psi_i}{\partial D_i} = r(1 - \alpha)(1 + \theta_i^D) - e - D_i - t \sum_{j \neq i} D_j - c_i^D - D_i = 0. \quad (2.32)$$

Die Annahme einer additiv separablen Kostenfunktion erlaubt die separate Analyse des Kredit- und Einlagensegments. Aufgrund der Analogie zwischen den beiden Geschäftssegmenten ist es daher ausreichend, die Analyse auf das Kreditgeschäft zu beschränken.

Da  $n$  Banken im Gleichgewicht konkurrieren, existieren insgesamt  $n$  Optimalitätsbedingungen. Aggregation von 2.31 über alle  $n$  Banken, unter Berücksichtigung von  $\sum_{j \neq i} L_j = \sum_{j=1}^n L_j - L_i$ , liefert:

$$\begin{aligned} n \left( (1 - \lambda)a - r - \delta(r^K - r) \right) - \sum_j L_j (1 - \lambda) (2 + dn - d) \\ + (r + \delta(r^K - r)) \sum_j \theta_j^L - \sum_j c_j^L = 0. \end{aligned} \quad (2.33)$$

Die Gleichungen 2.31 und 2.33 bilden ein System mit den endogenen Variablen  $L_i$  und  $\sum_j L_j$ , welches mit Matrixalgebra gelöst werden kann. In Matrixnotation lautet das Gleichungssystem:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} (1-\lambda)(2-d) & (1-\lambda)d \\ 0 & (1-\lambda)(2-d+dn) \end{pmatrix}}_A \begin{pmatrix} L_i \\ \sum_j L_j \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} (1-\lambda)a - (1-\theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L \\ n((1-\lambda)a - r - \delta(r^K - r)) + (r + \delta(r^K - r)) \sum_j \theta_j^L - \sum_j c_j^L \end{pmatrix}. \quad (2.34)$$

Ergebnisgrößen im Gleichgewicht

Invertieren der Koeffizientenmatrix  $A$  und anschließendes Ausmultiplizieren liefert die optimale Höhe  $L_i^*$ .<sup>53</sup>

$$L_i^* = \frac{(2-d)((1-\lambda)a - (1-\theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L)}{(1-\lambda)(2-d)(2+dn-d)} + \frac{dn(\bar{c}^L - c_i^L + (\theta_i^L - \bar{\theta}^L)(r + \delta(r^K - r)))}{(1-\lambda)(2-d)(2+dn-d)}, \quad (2.35)$$

mit  $\bar{c}^L = \frac{1}{n} \sum_j c_j^L$  und  $\bar{\theta}^L = \frac{1}{n} \sum_j \theta_j^L$ . Um ein positives Kreditvolumen im Gleichgewicht für jede Bank sicherzustellen, muss der Zähler von 2.35 positiv sein.<sup>54</sup> Der zweite Term von 2.35 ist exakt dann negativ, wenn  $c_i^L - \theta_i^L(r + \delta(r^K - r)) > \bar{c}^L - \bar{\theta}^L(r + \delta(r^K - r))$ , d.h. sofern die operativen Grenzkosten der betrachteten Bank  $i$ , abzüglich ihrer (eventuellen) Volumenskomponente, größer sind als die jeweiligen Durchschnittswerte für den gesamten Markt. Ein positives Kreditvolumen im Gleichgewicht erfordert daher, dass der erste Term zwingend positiv, und größer als der negative zweite Term derjenigen Bank mit den höchsten korrigierten Grenzkosten, sein muss. Dies impliziert, dass der Nachfrageparameter  $a$ , und damit die Marktgröße, hinreichend groß ausfallen muss, damit sämtliche Kostenkomponenten aufgefangen werden können.

Die gesamte am Markt gehandelte Kreditmenge im Gleichgewicht,  $\sum_j L_j^*$ , lässt sich wie folgt herleiten:

$$\sum_j L_j^* = \frac{n((1-\lambda)a - (1-\bar{\theta}^L)(r + \delta(r^K - r)) - \bar{c}^L)}{(1-\lambda)(2-d+dn)}. \quad (2.36)$$

<sup>53</sup> Alle Marktergebnisse werden im Anhang A.1 nochmals hergeleitet.

<sup>54</sup> Der Nenner ist aufgrund der getroffenen Annahmen auf jeden Fall positiv.

Der Kreditzins im Gleichgewicht kann durch Umformung der Bedingung erster Ordnung 2.31 wie folgt bestimmt werden:

$$\underbrace{a - L_i^* - d \sum_{j \neq i} L_j^*}_{(r_i^L)^*} = L_i^* + \frac{c_i^L + (1 - \theta_i^L)(r + \delta(r^K - r))}{1 - \lambda}, \quad (2.37)$$

mit  $L_i^*$  wie in Gleichung 2.35 ersichtlich. Alternativ kann der Zins explizit ausgerechnet werden, indem die Kreditmengen in die inverse Nachfrage 2.25 eingesetzt werden:<sup>55</sup>

$$\begin{aligned} (r_i^L)^* &= \frac{(2-d)(1-\lambda)a + (c_i^L + (1-\theta_i^L)(r + \delta(r^K - r))) (1-d)(dn-d+2)}{(1-\lambda)(2-d)(2-d+dn)} \\ &\quad + \frac{dn \left( \overline{c^L} + (1-\overline{\theta^L})(r + \delta(r^K - r)) \right)}{(1-\lambda)(2-d)(2-d+dn)}. \end{aligned} \quad (2.38)$$

Aufgrund der Annahme fehlender Verbundeffekte lässt sich der Gewinn pro Geschäftssegment separat herleiten. Einfaches Umformen der Bedingungen erster Ordnung 2.31 liefert den gleichgewichtigen Gewinn des Kreditgeschäfts:

$$\begin{aligned} &\underbrace{\left( (1-\lambda)(a - L_i^* - d \sum_{j \neq i} L_j^*) - r - \delta(r^K - r) - c_i^L \right) L_i^*}_{(\pi_i^L)^*} \\ &= (1-\lambda) (L_i^*)^2 - (r + \delta(r^K - r)) \theta_i^L L_i^*. \end{aligned} \quad (2.39)$$

Der Marktanteil im Gleichgewicht wird auf Volumensbasis definiert, d.h.  $(s_i^L)^* = \frac{L_i^*}{\sum_j L_j^*}$ , und stellt sich wie folgt dar:

$$\begin{aligned} (s_i^L)^* &= \frac{(2-d) \left( (1-\lambda)a - (1-\theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L \right)}{(2-d)n \left( (1-\lambda)a - (1-\overline{\theta^L})(r + \delta(r^K - r)) - \overline{c^L} \right)} \\ &\quad + \frac{dn \left( \overline{c^L} - c_i^L + (\theta_i^L - \overline{\theta^L})(r + \delta(r^K - r)) \right)}{(2-d)n \left( (1-\lambda)a - (1-\overline{\theta^L})(r + \delta(r^K - r)) - \overline{c^L} \right)}. \end{aligned} \quad (2.40)$$

Ein Blick auf die gleichgewichtigen Ergebnisgrößen verdeutlicht, dass für dieses Oligopolmodell die für die (grundsätzliche) Gültigkeit des Boone Indikators benötigte und

<sup>55</sup>Hierfür ist die inverse Kreditnachfrage wie folgt umzuschreiben:  $r_i^L = a - L_i(1-d) - d \sum_j L_j$ . Anschließend können die gleichgewichtigen Mengen 2.36 und 2.35 eingesetzt werden.

bereits ausführlich diskutierte „*level playing field*“ (Boone, 2008b, S. 1248) bzw. „*exchangeability*“ (Athey & Schmutzler, 2001, S. 6) Eigenschaft erfüllt ist. Zwei vollkommen identische Banken  $i$  und  $j$ , d.h.  $c_i^L = c_j^L$  und  $\theta_i^L = \theta_j^L$ , produzieren im Gleichgewicht dieselbe Kreditmenge, verlangen denselben Kreditzins, erwirtschaften identische Gewinne und erlangen einen einheitlichen Marktanteil.

### Ergebnisgrößenvergleich

Eine Bank ( $i$ ) produziert im Gleichgewicht genau dann mehr Kreditvolumen als ihr Konkurrenzinstitut ( $j$ ), wenn die operativen Grenzkosten abzüglich der an den Opportunitätskosten bewerteten Volumenskomponente dieser Bank geringer sind. Formal lautet die Bedingung:

$$L_i^* > L_j^* \Leftrightarrow \gamma_j \equiv c_j^L - \theta_j^L(r + \delta(r^K - r)) > c_i^L - \theta_i^L(r + \delta(r^K - r)) \equiv \gamma_i, \quad (2.41)$$

wobei die um die Volumenskomponente korrigierten Grenzkosten mit der Variable  $\gamma$  umschrieben werden. Dieses Resultat ist analog zu Raab & Welzel (2011, S. 132) und verdeutlicht, dass eine Bank mit höheren operativen Grenzkosten dennoch mehr Output erzielen kann, indem sie ihren Effizienznachteil durch eine entsprechend stärkere Gewichtung auf ihr Volumensziel ausgleicht. Bedingung 2.41 impliziert auch, dass Bank  $i$  im Gleichgewicht einen geringeren Kreditzins als Bank  $j$  festlegt, wie der Vergleich der gleichgewichtigen Kreditzinsen 2.38 jeweils für Bank  $i$  und  $j$ ,  $j \neq i$ , offenbart.

Der Gewinnvergleich zweier Banken gestaltet sich als weniger eindeutig als der Volumens- bzw. Zinsvergleich. Bank  $i$  erwirtschaftet genau dann mehr Gewinn im Kreditgeschäft als Bank  $j$ , wenn gilt:

$$(1 - \lambda) ((L_i^*)^2 - (L_j^*)^2) > (L_i^* \theta_i^L - L_j^* \theta_j^L) (r + \delta(r^K - r)) \quad (2.42)$$

Aus Bedingung 2.41 folgt  $L_i^* > L_j^*$  und somit  $(L_i^*)^2 - (L_j^*)^2 > 0$ . Die linke Seite von 2.42 ist also positiv. Die rechte Seite von 2.42 ist unter 2.41 und zusätzlich  $\theta_i^L > \theta_j^L$  ebenfalls eindeutig positiv, allerdings nicht zwingend kleiner als die linke Seite, wie von 2.42 gefordert. Aus Bedingung 2.41 folgt somit nicht zwangsläufig, dass Bank  $i$  im Gleichgewicht einen höheren Gewinn erzielt als Bank  $j$ . Es hängt letztlich von der Höhe der jeweiligen Strukturparameter, insbesondere den Opportunitätskosten  $r + \delta(r^K - r)$ , und dem Ausmaß der Volumenskomponente ab.

**Beispiel 1** *Es liegt ein Markt mit folgender Konstellation vor:  $\lambda = 0,15$ ,  $d = 0,6$ ,  $a = 1$ ,  $r = 0,15$ ,  $n = 2$ ,  $\delta = 0,1$ ,  $r^K = 0,25$ ,  $c_i^L = 0,5$ ,  $c_j^L = 0,51$ ,  $\theta_i^L = 1$ ,  $\theta_j^L = 0$ . Diese Marktdaten führen zu den in der folgenden Tabelle ausgewiesenen Marktergebnissen. Bedingung*

Bank	Kreditvolumen	Kreditzins	Marktanteil	Gewinn Kreditsegment
<i>i</i>	0,191338	0,779573368	0,797844	0,000504628
<i>j</i>	0,048481	0,836716225	0,202156	0,001997841

2.41 ist erfüllt, d.h. Bank 1 hat niedrigere korrigierte Grenzkosten als Bank 2. Folglich produziert Bank 1 mehr Kreditvolumen, verlangt einen niedrigeren Kreditzins und erlangt einen höheren Marktanteil. Die Abweichung vom Ziel der reinen Gewinnmaximierung führt bei dieser Konstellation jedoch dazu, dass Bank 1 weniger Gewinn erwirtschaftet als Bank 2.

Beispiel 1 verdeutlicht, dass im Modell effizientere Banken, also Banken mit niedrigeren Grenzkosten, nicht zwangsläufig höhere Gewinne erzielen, wie es im theoretischen Modellansatz von Boone der Fall ist (vgl. Abschnitt 2.1.3).

### 2.2.3. Wettbewerb

Sämtliche modellierten exogenen Parameter beeinflussen im Falle ihrer Veränderung die Marktstruktur, das Marktverhalten und schließlich die Marktergebnisse. Da die Indizes HHI, LI und BI auf der Verwendung von Marktergebnissen basieren, führen Änderungen der Parameter zwangsläufig zu Veränderungen der empirischen Wettbewerbsindikatoren. Sich ändernde Werte für die Indikatoren, z.B. über die Zeit oder beim Vergleich unterschiedlicher Märkte, werden in der Empirie mit weniger bzw. mehr Wettbewerb gleichgesetzt. Folglich stellt sich automatisch die Frage, ob das, was theoretisch unter mehr (weniger) Wettbewerb verstanden wird, dazu führt, dass sich die empirischen Indikatoren in eine Richtung bewegen, welche auch in der empirischen Forschung mit mehr (weniger) Wettbewerb gleichgesetzt werden. Nur wenn diese von Boone (2008b) und Boone (2008a) geforderte Monotonieeigenschaft zwischen einer theoretischen Wettbewerbsparametrisierung und einem empirischen Wettbewerbsindikator vorliegt, können empirisch beobachtete Variationen dieses Indizes zweifelsfrei interpretiert werden. Diese strikte Trennung von theoretischen Wettbewerbsparametrisierungen auf der einen, und deren Wirkungsweise auf verschiedene empirische Indizes auf der anderen Seite, orientiert sich insbesondere an den Arbeiten von Boone (2008b), Boone (2008a), Amir (2010) und Amir & Lambson (2000).



Die kritische Frage ist also, wie Veränderungen der exogenen Modellparameter in eine bestimmte Richtung hinsichtlich ihrer Wettbewerbswirkung klassifiziert werden sollten. Diese Aufgabe wird dadurch erschwert, dass es in der ökonomischen Theorie keine eindeutige Definition des Begriffs Wettbewerb gibt. In Anlehnung an Martin (2012) ist der erste wichtige Schritt einer Wettbewerbsanalyse die strikte Trennung in „...competitive market structure, competitive firm conduct, and competitive market performance“ (Martin, 2012, S. 89). Martin sieht die herrschende Meinung in der ökonomischen Literatur über den Wettbewerbsbegriff am besten wie folgt zusammengefasst: „...more competitive market structure and more competitive firm conduct leads to better market performance.“ (Martin, 2012, S. 88).

In Anlehnung an das Zitat von Martin (2012) sollte ein wettbewerblächeres Marktverhalten Marktergebnisse induzieren, die der Ökonom ebenfalls mit mehr Wettbewerb verbindet. Dieser Überlegung folgend wäre der erste logische Schritt, die Wirkung der modellierten Struktur- bzw. Verhaltensparameter auf die Marktergebnisse zu berechnen, und gemäß dieser Marktergebniswirkungen die jeweiligen Variablen hinsichtlich ihrer Wettbewerbseffekte einzugruppieren. Auch wenn diese Empfehlung einleuchtend klingt, stellt sich schnell die Frage, welche Marktergebnisse nun herangezogen werden sollten, um die Wettbewerbswirkungen der exogenen Parameter zweifelsfrei zu klären. Eine eindeutige Definition scheint hier kaum möglich.

Möglicherweise könnte ein Konsens erreicht werden, dass hinter einer wettbewerbliehen Marktpformance die Idee steht, dass mehr Wettbewerb zu einer besseren (höheren) Kreditversorgung bei gleichzeitig niedrigeren Kreditzinsen führt. Folglich könnte Wettbewerb anhand der Wirkung der Modellparameter auf die Marktergebnisse  $\sum_j L_j^*$  und  $(r_i^L)^*$  festgemacht werden. Die Veränderung einer exogenen Variable in eine bestimmte Richtung könnte demgemäß exakt dann als wettbewerbsintensivierend eingestuft werden, wenn diese zu einer höheren Kreditmenge und gleichzeitig günstigeren Konditionen führt.

Diese Orientierung des Wettbewerbsbegriffs an den Marktergebnissen Kreditmenge und Zins ist auch in der theoretischen Bankenliteratur zu finden. Hakenes & Schnabel (2011b) analysieren im Rahmen einer Erweiterung des Modells von Boyd & De Nicoló (2005) die Wirkung der Eigenkapitalregulierung auf das Risikoverhalten der Kreditnehmer. Im Rahmen ihrer Analyse leiten die Autoren zunächst die Marktergebniswirkungen einer verschärften Eigenkapitalregulierung her. Unter der plausiblen Annahme, dass Eigenkapital teurer als Fremdkapital ist, kann im Modell gezeigt werden, dass eine strengere Eigenkapitalanforderung den Kreditzins erhöht und die gesamte Kreditmenge des Marktes reduziert. Die Autoren sprechen in diesem Zusammenhang von „a tighter capital regulation *increases*

the risk of individual loans because it attenuates the competition for loans...” (Hakenes & Schnabel, 2011b, S. 258). Ganz offensichtlich liegt den Autoren, zumindest implizit, ein sich an den Marktergebnissen Kreditmenge und Zins orientierendes Verständnis von Wettbewerb zugrunde.

Nun kann die Kritik vorgebracht werden, dass ein alleiniges Festmachen von Wettbewerb an diesen beiden Marktergebnisgrößen zu kurz greift und in gewisser Weise willkürlich ist. Nickell (1996, S. 725) sieht den Wettbewerbsbegriff am Besten beschrieben durch Situationen mit kleineren Marktmachtsrenten. Dieses Verständnis von Wettbewerb ist nicht, wie man zunächst meinen möchte, vollständig kompatibel zum bislang diskutierten Ansatz. Das folgende Beispiel soll dies illustrieren. Eine Erhöhung der Eigenkapitalanforderung ( $\delta \uparrow$ ) führt im Modell, analog zur Analyse von Hakenes & Schnabel (2011b), zu höheren Kreditzinsen und einer geringeren Kreditmenge, also zu Marktergebnissen, die üblicherweise mit weniger Wettbewerb verbunden werden.<sup>56</sup> Abgeschwächter Wettbewerb müsste in Anlehnung an Nickell (1996) den Aufbau zusätzlicher Marktmachtsrenten implizieren, was im Falle einer intensiveren Eigenkapitalhinterlegungspflicht jedoch nicht der Fall ist. Strengere Eigenkapitalanforderungen erhöhen die gesamten Refinanzierungskosten der Banken auf der Passivseite. Es ist nur folgerichtig, dass die Banken versuchen werden, diesen Kostenanstieg in Form höherer Kreditzinsen an die Kreditnehmer weiterzureichen. Wesentlich in diesem Zusammenhang ist die Frage, wie elastisch die Kreditnachfrage auf eine Verteuerung reagieren wird. Reagieren die Nachfrager elastisch, dann können die Banken nur einen Teil der gestiegenen Kosten an die Kreditnehmer umlegen und deren Marktmacht sinkt. Folglich könnte der Wettbewerbsbegriff ebenso gut am Effekt einer Parameteränderung auf die Marktergebnisgröße „Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage“ festgemacht werden, die wie folgt definiert ist:

**Definition 1** *Ausgehend von der inversen Kreditnachfrage,  $r_i^L(L_i^*, \sum_{j \neq i} L_j^*) = a - L_i^* - d \sum_{j \neq i} L_j^*$ , im Gleichgewicht, ist die (gleichgewichtige) Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage für eine Bank  $i$ ,  $(\epsilon_i^L)^*$ , gegeben durch:  $(\epsilon_i^L)^* = \frac{(r_i^L)^*}{L_i^*}, \forall i$ .*

Sollte die Änderung einer exogenen Variable dazu führen, dass die Kreditnachfrager elastischer auf Zinserhöhungen reagieren, verschärft dies die Wettbewerbssituation einer Bank und die Marktmacht sinkt. Die individuelle Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage kann somit als ein Wettbewerbs- bzw. Marktmachtsmaß auf Einzelbankebene betrachtet werden.<sup>57</sup> Das Ziel der folgenden Ausführungen ist es allerdings, die Änderung einer exogenen

<sup>56</sup>Die Argumentation gilt analog für  $r^K, r, \lambda$ .

<sup>57</sup>Anm.: Natürlich könnte auch die Eigenpreiselastizität im Rahmen einer empirischen Wettbewerbsana-

Variable dahingehend zu gruppieren, ob sie den Wettbewerb des Gesamtmarktes intensiviert oder nicht. Wie ist also in Situationen zu verfahren, in welchen eine Parameteränderung die Nachfrage bei einigen Banken elastischer, bei wiederum anderen Banken unelastischer werden lässt? Eine Möglichkeit, diese Problematik zu lösen, ist die Analyse der durchschnittlichen bzw. gewichteten Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage. Wird die Nachfrage im Durchschnitt elastischer, kann dies als eine Reduzierung der durchschnittlichen Marktmacht und in der Konsequenz als mehr Wettbewerb interpretiert werden. Die gewichtete Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage ist wie folgt definiert:

**Definition 2** Die aggregierte bzw. gewichtete Eigenpreiselastizität des Gesamtmarktes im Gleichgewicht,  $(\epsilon^L)^*$ , ist die Summe über alle individuellen Eigenpreiselastizitäten, gewichtet mit dem jeweiligen Marktanteil einer Bank, d.h.  $(\epsilon^L)^* = \sum_{i=1}^n (\epsilon_i^{s^L})^*$ , mit  $(\epsilon_i^{s^L})^* \equiv (\epsilon_i^L)^* (s_i^L)^*$ .

Tabelle 2.6 veranschaulicht die Effekte einer Erhöhung der jeweiligen Modellparameter auf die diskutierten Marktergebnisse.<sup>58</sup> Im weiteren Verlauf werden die exogenen Parameter hinsichtlich ihrer Wettbewerbseffekte diskutiert.

Parameter	$(r_i^L)^*$	$\sum_j L_j^*$	$(\epsilon_i^L)^*$	$(\epsilon^L)^*$
$a \uparrow$	(+)	(+)	(-)	(-)
$\lambda \uparrow$	(+)	(-)	(+)	(+)
$\delta \uparrow$	(+, 0)	(0, -)	(+, 0, -)	(+, 0)
$r^K \uparrow$	(+, 0)	(0, -)	(+, 0, -)	(+, 0)
$r \uparrow$	(+, 0)	(0, -)	(+, 0, -)	(+, 0)
$d \uparrow$	(+, -)	(-)	(+, -)	(+)
$n \uparrow (n + 1)$	(-)	(+)	(+)	

$n \uparrow$  ist stellvertretend für den Markteintritt von Bank

$n + 1$ . Es gilt  $i \neq n + 1$

Tabelle 2.6.: Marktergebniswirkungen der exogenen Modellparameter

Parameter  $\delta, r, r^K, \lambda$

Für den Spezialfall  $\overline{\theta^L} = 1$  ist der Effekt von  $\delta, r^K$ , und  $r$  auf sämtliche in Tabelle 2.6 dargestellten Marktergebnisse gleich 0, da sich in dieser Situation alle Banken für die größtmögliche Abweichung vom Geschäftsziel der reinen Gewinnmaximierung entscheiden und die Opportunitätskosten in ihrem Kalkül unberücksichtigt lassen. Wird dieser Spezialfall ausgeklammert, führt eine Erhöhung der Parameter  $\delta, r^K$  und  $r$  zu den bereits

lyse bestimmt werden, um auf Basis dieses Indikators Rückschlüsse auf das Marktmachtsverhalten einzelner Banken bzw. des gesamten Marktes zu ziehen.

<sup>58</sup>Im Falle der Variable  $n$  bedeutet eine Erhöhung den Markteintritt einer neuen Bank, im neuen Gleichgewicht befinden sich also  $n + 1$  Banken am Markt.

diskutierten „negativen“ Marktergebnissen steigender Kreditzins und sinkende Kreditmenge. Folglich könnte ein Anstieg dieser Parameter, in Anlehnung an Hakenes & Schnabel (2011b), als eine Wettbewerbsreduktion aufgefasst werden. Der Effekt dieser Variablen auf die gewichtete Eigenpreiselastizität der Nachfrage ist jedoch positiv. Die Banken sind also (im Durchschnitt) nicht in der Lage, den durch den Anstieg der Opportunitätskosten erhöhten Refinanzierungsaufwand komplett an die Kreditnachfrager weiterzureichen. Der Terminologie von Nickell (1996) folgend, könnte dies als eine Reduktion von Marktmachtsrenten und somit als eine Wettbewerbsintensivierung aufgefasst werden. Für die Praxis ist dieser Befund in der Tat von äußerster Brisanz, denn ganz offensichtlich können, in Anlehnung an die hier geführte Diskussion, die Wettbewerbseffekte der neuen Basel-III Regulierung, im Modell gesprochen also eine Erhöhung von  $\delta$ , nicht eindeutig geklärt werden. Je nachdem welches Wettbewerbsverständnis zugrunde gelegt wird, kann die Einführung von Basel-III den Wettbewerb entweder intensivieren (Eigenpreiselastizität) oder abschwächen (Menge/Zins). Die Argumentation gilt analog für die Modellvariable  $\lambda$ , also für die Höhe der von den Kreditnehmern nicht zurückgezahlten Zinsen, mit der Ausnahme, dass die Wirkung auf die Marktergebnisse unabhängig von der Volumenskomponente ist.

Zu differenzieren ist jedoch zwischen der Entwicklung des Wettbewerbs auf Gesamtmarktebene auf der einen, und der Entwicklung der Marktmacht individueller Banken auf der anderen Seite. Tabelle 2.6 zeigt ebenfalls, dass der Effekt einer Erhöhung der Parameter  $\delta, r^K$  und  $r$  auf die individuelle Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage nicht eindeutig positiv ist. Dies liegt an der möglichen atypischen Zielfunktion einiger Banken. Für gewinnmaximierende Banken ist der Effekt eindeutig positiv, d.h. diese Banken sehen sich mit einer elastischeren Nachfrage konfrontiert. Bei Banken mit einer hohen Volumenskomponente kann der Effekt auch negativ sein, bzw. ist eindeutig negativ für die maximale Abweichung vom Ziel der Gewinnmaximierung ( $\theta_i^L = 1$ ).<sup>59</sup> Da diese Banken weniger stark auf eine Erhöhung der Opportunitätskosten reagieren, bzw. gar nicht für den Fall  $\theta_i^L = 1$ , wird es c.p. zu einer Umverteilung von Kreditvolumen von gewinnmaximierenden zu sich atypisch verhaltenden Banken kommen, was im Endeffekt deren Eigenpreiselastizität verringern kann.

Parameter  $a$

Die Variable  $a$  kann im Modell als Nachfrageparameter interpretiert werden. Ein Rückgang von  $a$  reduziert die Kreditnachfrage, was, wie in Tabelle 2.6 ersichtlich, ebenfalls

<sup>59</sup> Alles unter der Annahme, dass nicht alle Banken am Markt die maximale Höhe für die Volumenskomponente wählen.

zu keinen, im Sinne der geführten Diskussion, eindeutigen Marktergebnissen führt. Dennoch scheint die Einstufung von  $a$  als Wettbewerbsparameter relativ unproblematisch. Beispielsweise beschreiben Harrigan & Porter (July-August 1983) sehr detailliert den steigenden Wettbewerbsdruck, den sich Unternehmen in schrumpfenden Industriezweigen ausgesetzt sehen. Wird der Kreditmarkt kleiner ( $a \downarrow$ ), beispielsweise aufgrund eines konjunkturellen Abschwungs oder dadurch, dass sich die Kreditnachfrager stärker über den Kapitalmarkt finanzieren und weniger auf Bankkredite angewiesen sind, wird die Interaktion zwischen den Banken aggressiver. Die Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage für jede individuelle Bank  $i$ , und folglich auch die gewichtete Elastizität, steigt an. Die Banken unterbieten sich mit ihren Kreditzinsen und der Effekt einer Verringerung von  $a$  auf den Kreditzins ist ebenfalls wettbewerbsfähig. Lediglich die aggregierte Kreditmenge sinkt, was dem üblichen Wettbewerbsverständnis entgegen spricht.

Es sollte angemerkt werden, dass das Modell nicht den dynamischen Prozess, welche die Veränderung der Marktgröße in der langen Frist auslösen kann, abbildet. Melitz & Ottaviano (2008, S. 300) zeigen, dass auf größeren Märkten üblicherweise auch mehr Spieler agieren, was die Wettbewerbsintensität wiederum erhöht. Es ist also durchaus möglich, dass bei dem Vergleich zweier regional getrennter Bankenmärkte der Wettbewerb auf dem größeren Markt intensiver ist, weil dort mehr Banken agieren. Der Punkt, der in diesem Modell betont werden soll ist, dass, für eine gegebene Bankenzahl  $n$ , eine Verringerung der Marktgröße den Wettbewerbsdruck erhöht. Es scheint somit vertretbar, die Wettbewerbsparametrisierung  $a \downarrow$  zu wählen.<sup>60</sup>

#### Parameter $d$

Der Parameter  $d$  bringt die Möglichkeit der Banken zum Ausdruck, die eigenen Kredite von der Konkurrenz zu differenzieren. Produktdifferenzierung dürfte von den meisten Ökonomen wohl unstrittig als eine Form der Ausübung von Marktmacht interpretiert werden. Ein Rückgang von  $d$  führt dazu, dass die Kredite aus Nachfragersicht schwieriger zu substituieren sind, der Wettbewerb folglich abgeschwächt wird.<sup>61</sup> Jedoch sind auch bei diesem Parameter die Marktergebniswirkungen nicht eindeutig. Eine Erhöhung von  $d$  führt im Modell zu einem Rückgang der aggregierten Kreditnachfrage. Es scheint jedoch wenig sinnvoll zu sein, Wettbewerb anhand des Effekts einer Veränderung von  $d$  auf die aggregierte Kreditmenge festzumachen. Dies kann ein Vergleich der beiden Extremwerte, welche  $d$  annehmen kann, illustrieren. Für den Fall  $d = 0$  liegen ökonomisch zwei vollkom-

<sup>60</sup>Boone (2008a, S. 594) setzt den Rückgang der Nachfrage ebenfalls mit einer Wettbewerbsintensivierung gleich und begründet dies durch eine aggressiver werdende Interaktion zwischen den Firmen am Markt.

<sup>61</sup>Vergleiche beispielsweise Matutes & Vives (2000, S. 7) oder Raith (2003, S. 1425) für eine derartige Argumentation.

men separate (Monopol)Märkte vor, die nichts miteinander gemein haben, während für  $d = 1$  ein Markt mit einem homogenen Gut existiert. Die Summe der Kreditmengen der beiden Monopolmärkte ist jedoch größer als die Menge, die ein Markt mit einem homogenen Gut hervorbringt. Ein aggregierter Mengenvergleich scheint also für diesen Parameter ökonomisch wenig sinnvoll zu sein.

Auf den ersten Blick etwas überraschend ist, dass die Wirkung von  $d \uparrow$  auf den Kreditzins und die individuelle Eigenpreiselastizität ebenfalls nicht eindeutig ist. Es können Konstellationen auftreten, bei welchen einzelne Banken ihren Kreditzins erhöhen sowie einer weniger elastischen Nachfrage gegenüberstehen, obwohl die Kredite homogener werden. Diesen scheinbaren Widerspruch hat Boone (2008a, S. 600) aufgelöst. Eine leichtere Substituierbarkeit zwischen den Gütern führt dazu, dass Nachfrager von Banken mit hohen Grenzkosten zu Banken mit geringen Grenzkosten (hier jeweils korrigiert um die Volumenskomponente) abwandern, da die Konsumenten insgesamt preissensibler werden und dort nachfragen, wo es günstiger ist (Outputreallokationseffekt). Banken mit äußerst geringen (korrigiert um die Volumenskomponente) Grenzkosten können in diesem Fall unter bestimmten Parameterkonstellationen ihren Kreditzins sogar marginal anheben, so lange sie dennoch günstiger anbieten als die Konkurrenzbanken.<sup>62</sup> Dieser Effekt tritt jedoch nur für große Grenzkostenunterschiede auf. Nun könnte argumentiert werden, dass die Anhebung des Kreditzinses einer Bank, in Bezug auf die Frage, wie sich der Wettbewerb des Gesamtmarktes entwickelt, kein Problem darstellt, so lange der Kreditzins im Durchschnitt zurückgeht. Auch dies muss nicht zwangsläufig geschehen, wie das folgende Parameterbeispiel aufzeigt:

**Beispiel 2** *Angenommen es liegt ein Markt mit folgender Parameterkonstellation vor:  $\lambda = 0, n = 2, d = 0,7, r = 0,11, a = 1, \delta = 0,1, r^K = 0,25, c_i^L = 0,02, c_j^L = 0,5, \theta_i^L = \theta_j^L = 0$ . Es kommt nun zu einem Anstieg von  $d$  auf  $0,8$ . Die folgende Tabelle verdeutlicht die Marktergebniswirkungen:*

	$r_i^L$	$r_j^L$	$s_i^L$	$s_j^L$	$\bar{r}^L$
$d = 0,7$	0,55676353	0,66753276	0,9045954	0,0954046	0,56733143
$d = 0,8$	0,564	0,644	0,95454545	0,04545455	0,56763636
Veränderung	0,00723647	-0,02353276	0,04995005	-0,04995005	0,00030493

<sup>62</sup>Vergleiche hierfür auch die ausführliche Diskussion in Abschnitt 2.1.3.

Beispiel 2 zeigt, dass für extreme Grenzkosten-, und damit einhergehend Marktanteilsunterschiede, eine Erhöhung von  $d$  zu einem Anstieg des durchschnittlichen Kreditzinses führen kann. Die Ursache ist wieder der Outputreallokationseffekt, der in diesem Beispiel aufgrund der besonders gravierenden Grenzkostenunterschiede äußerst stark ausfällt. Der Anstieg von  $d$  löst eine Reallokation der Outputs von Bank  $j$  zu Bank  $i$  aus. Bank  $i$  erhöht ihren Kreditzins marginal, ist jedoch auch im neuen Gleichgewicht noch günstiger als Bank  $j$ . Durch die Umverteilung der Marktanteile bekommt Bank  $i$  bei der Berechnung des gewichteten Kreditzinses,  $\bar{r}^L = s_i^L r_i^L + s_j^L r_j^L$ , eine noch stärkere Bedeutung, wodurch es im Beispiel zu einem Anstieg des durchschnittlichen Kreditzinses kommt. Wird Wettbewerb am Effekt einer Parameteränderung auf den gewichteten Kreditzins festgemacht, dann könnte für dieses Beispiel eine Erhöhung von  $d$  auch als Wettbewerbsreduktion definiert werden.

Einen solchen Extremfall ausschließend, bestätigen die Effekte jedoch das gängige ökonomische Verständnis. So erhöht der Anstieg von  $d$  die gewichtete Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage, d.h. die Nachfrage wird im Durchschnitt elastischer, womit die Wettbewerbsparametrisierung  $d \uparrow$  gerechtfertigt scheint.

Parameter  $n$

Der Markteintritt von Bank  $n + 1$  verursacht im Modell aufgrund der Annahme konstanter Grenzkosten nur einen nachfrageseitigen-, und keinen produktionsseitigen Effekt.<sup>63</sup> Folglich reduzieren alle Banken  $i = 1, 2, \dots, n$  ihre Kreditzinsen und deren individuelle Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage steigt an. Der Grund, warum in Tabelle 2.6 nicht die Wirkung des Markteintrittes von Bank  $n + 1$  auf  $(\epsilon^L)^*$  aufgeführt wird, ist offensichtlich der, dass sich die gewichtete Eigenpreiselastizität nach dem Markteintritt nun anders zusammensetzt und wie folgt definiert ist:  $(\epsilon_{n+1}^L)^* = \sum_{i=1}^{n+1} (\epsilon_i^L)^* (s_i^L)^*$ . Da im alten Gleichgewicht  $n$  und im neuen Gleichgewicht  $n + 1$  Banken aktiv sind, ist es ökonomisch sinnvoller zu analysieren, welchen Effekt die zusätzlich in den Markt eintretende Bank auf die bereits aktiven Banken  $i = 1, 2, \dots, n$  hat.

<sup>63</sup>Vgl. Amir & Lambson (2000, S. 246) bzw. die Diskussion in Abschnitt 2.1.2.

Die eben geführte Diskussion sollte dabei helfen, die modellierten exogenen Modellvariablen hinsichtlich ihrer Wettbewerbswirkungen eingruppiieren zu können. Dabei werden die Wettbewerbsparametrisierungen  $n \uparrow$ ,  $d \uparrow$  und  $a \downarrow$  verwendet und als weitestgehend unkritisch angesehen. Bei den Parametern  $\lambda$ ,  $\delta$ ,  $r$  und  $r^K$  können keine eindeutigen Wettbewerbseffekte identifiziert werden. Je nachdem welches Wettbewerbsverständnis zugrunde gelegt wird, kann ein Anstieg dieser Parameter entweder als mehr oder weniger Wettbewerb gesehen werden.

### 2.3. Wettbewerbsintensivierung und empirische Wettbewerbsindikatoren

In diesem Abschnitt wird im Rahmen einer komparativ statischen Analyse der Effekt einer Parameteränderung auf einige, in der empirischen Wettbewerbsforschung zum Einsatz kommende, Wettbewerbsindikatoren durchgeführt.<sup>64</sup> Zunächst wird der Lerner Index diskutiert. Es folgen der Boone Indikator und der Herfindahl-Hirschman-Index.

#### 2.3.1. Lerner Index

Die folgende Diskussion differenziert zwischen dem Lerner Index als Marktmaß auf Einzelbank-, und der Gesamtmarktebene.

Einzelbankebene

Ein für das hier dargestellte Bankenoligopolmodell theoretisch fundierter Lerner Index auf Einzelbankebene lässt sich, ausgehend von der Bedingung erster Ordnung 2.31, wie folgt herleiten:<sup>65</sup>

$$\underbrace{\frac{(1 - \lambda)r_i^L - (1 - \theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L}{(1 - \lambda)r_i^L}}_{LI_i^L} = \underbrace{\frac{L_i}{r_i^L}}_{\frac{1}{\epsilon_i^L}}. \quad (2.43)$$

Im Gegensatz zu vielen bisher in der empirischen Literatur verwendeten Spezifikationen (vgl. 2.5, 2.4), werden hier die vollständigen Opportunitätskosten, das Kreditrisiko sowie die Volumenskomponente einer Bank berücksichtigt. Wie Gleichung 2.43 offenbart, herrscht ein inverser Zusammenhang zwischen der Höhe des Lerner Index einer Bank und ihrer Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage, d.h. je höher die Eigenpreiselastizität, desto geringer der relative Aufschlag. Führt eine Parameteränderung dazu, dass die Nachfrage aus Sicht einer Bank  $i$  elastischer wird, reduziert sich der Lerner Index dieser

<sup>64</sup> Alle komparativ statischen Berechnungen sind dem Anhang A.3 zu entnehmen.

<sup>65</sup> die \* zur Verdeutlichung der gleichgewichtigen Marktergebnisse werden im Folgenden aus Gründen der übersichtlicheren Darstellung weggelassen.



Bank und umgekehrt. Akzeptiert man die Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage auf Einzelinstitutsebene als geeigneten Indikator für die Marktmacht einer Bank, dann ist der hergeleitete Ausdruck ein passender Marktmachtsindikator auf Einzelbankebene.

Ebenfalls von Interesse ist die Frage, welche Bank im Gleichgewicht einen höheren Wert für den Lerner Index hat. Ein Vergleich von 2.43 für jeweils zwei Banken  $i$  und  $j$  verdeutlicht, dass Bank  $i$  genau dann einen höheren relativen Aufschlag auf die Grenzkosten erzielt als Bank  $j$ , wenn  $\epsilon_i^L < \epsilon_j^L$  gilt. Die Nachfrage für Bank  $i$  wiederum ist genau dann weniger elastisch als diejenige von Bank  $j$ , wenn  $i$  mit niedrigeren korrigierten Grenzkosten produziert, d.h. aus  $\gamma_i < \gamma_j$  folgt unmittelbar ein höherer Wert für den Lerner Index für Bank  $i$ . Formal gilt folgender Wirkungszusammenhang:

$$LI_i^L > LI_j^L \Leftrightarrow \frac{1}{\epsilon_i^L} > \frac{1}{\epsilon_j^L} \Leftrightarrow \epsilon_j^L > \epsilon_i^L \Leftrightarrow \gamma_j > \gamma_i. \quad (2.44)$$

Diese konsequente Trennung zwischen Einzelbank- und Gesamtmarktebene führt auch dazu, dass in der hier durchgeführten Analyse die Robustheitseigenschaften des Lerner Index anders bewertet werden als bei Boone (2008a). Wie bereits in Abschnitt 2.1.2 diskutiert, zeigt Boone (2008a, S. 600), dass für den Fall einer Wettbewerbsintensivierung, ausgelöst durch eine engere Substitutionsbeziehung zwischen den Gütern (hier:  $d \uparrow$ ), der Lerner Index einer effizienten Firma ansteigen kann und führt dies als Beleg, dass zwischen einer Wettbewerbsintensivierung und diesem Indikator keine eindeutige (monotone) Beziehung existiert. Auf dem hier modellierten Bankenmarkt ist dieser Effekt ebenfalls möglich. Wie in Abschnitt 2.2.3 gezeigt, kann  $d \uparrow$  dazu führen, dass Banken mit sehr geringen korrigierten Grenzkosten einer weniger elastischen Kreditnachfrage gegenüberstehen und folglich einen höheren relativen Aufschlag durchsetzen können. Im Gegensatz zu Boone wird dieser Befund nicht als Versagen des Lerner Index gewertet, sondern als Feststellung, dass eine Wettbewerbsintensivierung des Gesamtmarktes nicht zwangsläufig mit der Reduktion der Marktmacht aller aktiven Banken einhergehen muss. Einzelne Banken können durchaus ihre Marktmacht ausweiten, was durch den hergeleiteten Lerner Index 2.43 korrekt abgebildet werden kann.

## Gesamtmarktebene

Eine Aussage über die Wettbewerbsintensität des Gesamtmarktes ist über Aggregation der individuellen Lerner Indizes zu erhalten. Multiplikation der Bedingung 2.43 mit dem individuellen Marktanteil einer Bank,  $s_i^L$ , und Summation über alle Banken liefert den gewichteten Lerner Index auf Gesamtmarktebene wie folgt:

$$\underbrace{\sum_{i=1}^n \left( s_i^L \frac{(1-\lambda)r_i^L - (1-\theta_i^L)(r + \delta(r^K - r)) - c_i^L}{(1-\lambda)r_i^L} \right)}_{\overline{\text{LI}}^L} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{s_i^L}{\epsilon_i^L} \right). \quad (2.45)$$

Die Probleme des durchschnittlichen Lerner Index sind in der theoretischen Wettbewerbsliteratur hinlänglich bekannt und sollen hier nur kurz thematisiert werden. Mehr Wettbewerb muss nicht zwangsläufig zu einer Reduzierung des Ausdrucks „ $\overline{\text{LI}}^L$ “ führen. Banken mit niedrigeren korrigierten Grenzkosten haben bei der Berechnung des gewichteten Lerner Index ein stärkeres Gewicht, da diese sowohl höhere relative Aufschläge, als auch Marktanteile, erzielen. Sofern mehr Wettbewerb zu einer Umverteilung von Marktanteilen führt, werden diese Banken bei der Kalkulation des Ausdrucks noch bedeutender. Trotz in der Regel sinkender relativer Aufschläge auf Einzelbankebene, kann der durch eine Wettbewerbsintensivierung ausgelöste Outputreallokationseffekt zu einem Anstieg des durchschnittlichen Lerner Index führen (Van Leuvensteijn *et al.*, 2011, S. 3158; Boone *et al.*, 2007, S. 3-4). Die Wahrscheinlichkeit, dass der durchschnittliche Lerner Index als Wettbewerbsmaß versagt, steigt auf Märkten mit einem starken Outputreallokationseffekt an. Unglücklicherweise zeichnen sich diese Märkte durch eine hohe Marktkonzentration aus und sind aus wirtschaftspolitischer Sicht somit als sehr relevant einzustufen (Boone *et al.*, 2007, S. 3-4). Für die empirische Forschung impliziert dies, dass auf Märkten mit einer hohen Variation der (korrigierten) Grenzkosten Vorsicht geboten ist, da hier der Effekt sehr stark ausgeprägt sein kann. Folgendes Beispiel veranschaulicht die Probleme des durchschnittlichen Lerner Index als Wettbewerbsmaß.

**Beispiel 3** Gegeben sei ein Markt mit folgender Konstellation:  $\lambda = 0, d = 0, 7, a = 1, r = 0, 15, n = 2, \delta = 0, 1, r^K = 0, 25, c_i^L = 0, 2, c_j^L = 0, 4, \theta_i^L = \theta_j^L = 0$ . Dies führt zu:

Bank	Marktanteil	$PCM_{i,j}^L$	$\overline{PCM}^L$
$i$	0,6923	0,4348	0,3565
$j$	0,3077	0,1802	0,3565

Der Wettbewerb intensiviert sich durch einen Anstieg von  $d$  von 0,7 auf 0,8. Dies führt zu:

Bank	Marktanteil	$PCM_{i,j}^L$	$\overline{PCM}^L$
$i$	0,716	0,4341	0,3573
$j$	0,284	0,1636	0,3573

Die bankindividuellen Lerner Indizes gehen zurück und deuten korrekt einen Rückgang der Marktmacht der Banken an. Der durchschnittliche Lerner Index ist jedoch angestiegen und zeigt einen Rückgang des Wettbewerbs an. Die Ursache hinter diesem Ergebnis ist die Umverteilung von Marktanteilen von Bank 2 zu Bank 1. Bank 1 hat im neuen Gleichgewicht nun ein höheres Gewicht, da sie durch die Wettbewerbsintensivierung einen höheren Marktanteil erlangt.

### 2.3.2. Boone Indikator (BI)

In Abschnitt 2.1.3 wurde die theoretische Fundierung des Boone Indikators ausführlich dargestellt. Die Eigenschaften des Boone Indikators sind eng verwandt mit der Effizienzhypothese. Effizientere Banken, d.h. Banken mit niedrigeren Grenzkosten, produzieren mehr Menge und erwirtschaften höhere Gewinne. Auf wettbewerbsintensiven Märkten ist dieser Effekt stärker, d.h. der Volumens- und Gewinnunterschied zwischen effizienten und jeweils ineffizienteren Banken steigt an (Boone, 2008b). Im Folgenden wird untersucht, wie die Veränderung einer exogenen Modellvariable, für einen gegebenen Grenzkostenunterschied jeweils zweier Banken, auf deren relative Profite bzw. Marktanteile wirkt.

Fall I: Gewinnmaximierendes Verhalten,  $\theta_i^L = 0, \forall i$

Das relative Profitmaß für das Kreditsegment zweier beliebiger Banken  $i$  und  $j$  ( $i \neq j$ ), mit  $c_i^L < c_j^L$ , ist definiert als (Boone, 2008a, S. 598):

$$\frac{\pi_i^L}{\pi_j^L} = \left( \frac{L_i}{L_j} \right)^2 = \left( \frac{(2-d)((1-\lambda)a - r - \delta(r^K - r) - c_i^L) + dn(\overline{c}^L - c_i^L)}{(2-d)((1-\lambda)a - r - \delta(r^K - r) - c_j^L) + dn(\overline{c}^L - c_j^L)} \right)^2. \quad (2.46)$$

Gleichung 2.46 macht die Analogie zwischen dem relativen Profit- und dem relativen Marktanteilsmaß deutlich. Für die folgenden Aussagen spielt es somit keine Rolle, ob Marktanteile oder Gewinne Gegenstand der Betrachtung sind. Tabelle 2.7 veranschaulicht die komparativ statischen Wirkungen der exogenen Modellparameter auf das relative Profit- bzw. Marktanteilsmaß.<sup>66</sup>

Parameter	$\frac{\pi_i^L}{\pi_j^L} = \left(\frac{L_i}{L_j}\right)^2$	$\frac{s_i^L}{s_j^L} = \frac{L_i}{L_j}$
$a \uparrow$	(-)	(-)
$\lambda \uparrow$	(+)	(+)
$\delta \uparrow$	(+)	(+)
$r^K \uparrow$	(+)	(+)
$r \uparrow$	(+)	(+)
$d \uparrow$	(+)	(+)
$n \uparrow$	(+)	(+)

$n \uparrow$  ist gleichbedeutend mit dem Markteintritt von

Bank  $n + 1$ . Es gilt:  $c_i^L < c_j^L, i \neq j, i, j \neq n + 1$

Tabelle 2.7.: Komparative Statik: Relative Profite und Marktanteile bei gewinnmaximierenden Banken

Wie Tabelle 2.7 zu entnehmen ist, führt ein Anstieg der Parameter  $\lambda, \delta, r^K, r, d$  sowie der Markteintritt einer neuen Bank dazu, dass eine beliebige Bank  $i$  ihren Gewinn bzw. Marktanteil zu Lasten einer jeweils ineffizienteren Bank  $j$  ausweitet.<sup>67</sup> Ein Anstieg der relativen Gewinne bzw. Marktanteile wird, der Interpretation von Boone folgend, empirisch mit mehr Wettbewerb gleichgesetzt, so dass bei all diesen Parametrisierungen der Boone Indikator eine Wettbewerbsintensivierung anzeigt. Beim Nachfrageparameter  $a$  ist es genau umgekehrt. Hier führt eine Erhöhung von  $a$  zu einem Rückgang der relativen Maße und somit signalisiert der Boone Indikator eine Wettbewerbsreduzierung.

Bei den Modellparametern  $n, a$  und  $d$  existiert, der Diskussion des vorhergehenden Abschnitts folgend, keine Diskrepanz zwischen der theoretischen Wettbewerbsdefinition und der empirischen Interpretation des Boone Indikators. Der Markteintritt einer neuen Bank ( $n + 1$ ), ein Rückgang der Nachfrage ( $a \downarrow$ ) sowie eine engere Substituierbarkeit der Kredite ( $d \uparrow$ ), werden in der theoretischen Forschung mit mehr Wettbewerb verbunden, was der Boone Indikator eindeutig zu erkennen gibt.

Die Implikationen für die Interpretation des Boone Indikators bei den anderen Modellparametern sind diskussionswürdig und sollen anhand der Variable  $\delta$  verdeutlicht werden. Die Argumentation lässt sich wiederum auch auf die Variablen  $r, \lambda$  und  $r^K$  übertragen. Der Parameter  $\delta$  wird lediglich aufgrund seiner hohen praktischen Relevanz gewählt, da

<sup>66</sup>Die Beweisführung für die komparativ-statischen Ergebnisse ist dem Anhang A.3.2 zu entnehmen.

<sup>67</sup>Im Falle des Markteintritts von Bank  $n + 1$  gilt dieses Ergebnis nur für den Gewinnvergleich der im alten Gleichgewicht aktiven Banken  $i = 1, 2, \dots, n$ .

die in den Jahren 2013/2014 eingeführte Basel-III Regulierung einen stufenweisen Anstieg der Eigenkapitalanforderung mit sich bringt. Die verschärften Eigenkapitalanforderungen lösen einen Anstieg des Boone Indikators aus. Folglich bekundet der Indikator einen Anstieg der Wettbewerbsintensität. Fraglich ist jedoch, ob es sich aus theoretischer Sicht tatsächlich um eine Wettbewerbsintensivierung handelt. Wie die Diskussion in Abschnitt 2.2.3 gezeigt hat, sprechen in der Tat gute Gründe dafür, eine Erhöhung von  $\delta$  als ein wettbewerbsintensivierendes Ereignis zu betrachten, nämlich exakt dann, wenn Wettbewerb anhand der Wirkung auf die gewichtete Eigenpreiselastizität festgemacht wird. In Anlehnung an Hakenes & Schnabel (2011b) könnte dieser jedoch auch am Effekt von  $\delta$  auf die Marktergebnisse Kreditmenge und Kreditzins definiert werden. In diesem Fall resultiert eine Diskrepanz zwischen der theoretischen Wettbewerbsparametrisierung und der Interpretation des Boone Indikators.

Unabhängig davon, wie nun aus theoretischer Sicht Wettbewerb definiert wird, ist das Ergebnis für die empirische Arbeit interessant. Sofern im Untersuchungszeitraum einer empirischen Wettbewerbsstudie ein Regulierungswechsel stattgefunden hat, beispielsweise durch den erst kürzlich vollzogenen Umstieg auf die Basel-III Regulierung, ist mit der Interpretation des Boone Indikators Vorsicht geboten. Wird ein Anstieg des Boone Indikators über die Zeit festgestellt, und der üblichen Interpretation folgend mit mehr Wettbewerb gleichgesetzt, könnte dieser durch eine Erhöhung der Eigenkapitalanforderung zustande gekommen sein, ein Ereignis, welches der Forscher möglicherweise nicht zwangsläufig mit mehr Wettbewerb verbindet.

Fall II: gemischtes Bankenoligopol

Die eindeutigen Effekte der Parameteränderungen auf das relative Profit- bzw. Outputmaß verschwinden, wenn atypische Zielfunktionen zugelassen werden.  $c_i^L < c_j^L$  ist nicht mehr ausreichend um sicherzustellen, dass Bank  $i$  mehr Output produziert und einen höheren Gewinn erzielt als Bank  $j$ . Weiterhin wird das *mapping* zwischen relativen Outputs (bzw. Gewinnen) und relativen Grenzkosten, aufgrund der Variation in den Zielfunktionen der Banken, gestört. Der relative gleichgewichtige Profit im Kreditgeschäft zweier Banken, mit  $c_i^L < c_j^L$ , lautet nun:

$$\frac{\pi_i^L}{\pi_j^L} = \frac{(1 - \lambda)L_i^2 - (r + \delta(r^K - r))\theta_i^L L_i}{(1 - \lambda)L_j^2 - (r + \delta(r^K - r))\theta_j^L L_j}, \quad (2.47)$$

wobei  $L_i$  bzw.  $L_j$  die gleichgewichtigen Kreditmengen sind, wie in Gleichung 2.35 ersichtlich. Der Effekt einer Parameteränderung auf den Ausdruck 2.47 lautet allgemein:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \frac{\pi_i^L}{\pi_j^L}}{\partial \kappa} = & \frac{\overbrace{\left[ (2(1-\lambda)L_i - (r + \delta(r^K - r))\theta_i^L) \frac{\partial L_i}{\partial \kappa} \right]}^{\frac{\partial \pi_i^L}{\partial \kappa}} \pi_j^L}{[\pi_j^L]^2} \\
& - \frac{\pi_i^L \overbrace{\left[ (2(1-\lambda)L_j - (r + \delta(r^K - r))\theta_j^L) \frac{\partial L_j}{\partial \kappa} \right]}^{\frac{\partial \pi_j^L}{\partial \kappa}}}{[\pi_j^L]^2},
\end{aligned} \tag{2.48}$$

wobei  $\kappa$  als Hilfsvariable eingeführt wird.<sup>68</sup> Analytisch lässt sich für diese Ableitung nicht mehr für alle Parameterkonstellationen, gegeben der Annahme  $c_i^L < c_j^L$ , ein eindeutiges Vorzeichen ermitteln. Der Effekt einer Parameteränderung auf das relative Profitmaß kann also sowohl positiv, als auch negativ sein, was zu folgender Aussage führt:

**Aussage 2.1** *Die Änderung einer in Tabelle 2.6 aufgeführten Modellvariable führt zu keinem eindeutigen Effekt auf das relative Profitmaß, d.h. für jeweils zwei Banken,  $i$  und  $j$ , mit  $c_i^L < c_j^L$ , kann die Veränderung einer Modellvariable den relativen Gewinn,  $\pi_i^L/\pi_j^L$ , sowohl erhöhen, als auch reduzieren.*

Aus Aussage 2.1 folgt unmittelbar, dass es zwischen theoretischer und empirischer Wettbewerbsanalyse eine Diskrepanz geben kann. Sofern sich der Wettbewerb intensiviert (beispielsweise durch  $n \uparrow, d \uparrow, a \downarrow$ ), kann der Boone Indikator entweder eine Wettbewerbsintensivierung oder eine Wettbewerbsreduktion anzeigen und ist somit im Allgemeinen als Indikator inkonsistent zur industrieökonomischen Theorie. Ein allgemeiner analytischer Beweis für Aussage 2.1 kann nicht erbracht werden. Beispiel 4 verdeutlicht die fehlende eindeutige Beziehung zwischen einer Parameteränderung und dem Effekt auf die relativen Gewinne für jeweils zwei Banken.<sup>69</sup>

<sup>68</sup>Für  $\kappa$  können also die jeweiligen Parameter eingesetzt werden.

<sup>69</sup>Im Anhang A.3.2 sind weitere Beispiele zu finden.

**Beispiel 4** *Angenommen es liegt ein Markt mit folgender Konstellation vor:  $\lambda = 0, n = 2, d = 1, r = 0, 2, a = 1, \delta = 0, r^K = 0, c_i^L = 0, 3, c_j^L = 0, 33, \theta_i^L = 0, \theta_j^L = 0, 5$ . Der relative Gewinn  $\pi_i^L/\pi_j^L$  beträgt 0,8497 (gerundet auf 4 Stellen), d.h. obwohl Bank  $i$  geringere operative Grenzkosten hat, erwirtschaftet Bank  $j$  einen höheren absoluten Gewinn. Der Wettbewerb intensiviert sich durch einen Rückgang von  $a$  auf 0,9. Der relative Gewinn im neuen Gleichgewicht beträgt nun 0,8403. Bank  $i$  verliert relativ an Gewinn, obwohl sie zu niedrigeren Grenzkosten produziert.*

Die Intuition hinter dem Ergebnis ist einfach zu verstehen. Die Eigenschaften des relativen Profitmaßes bei gewinnmaximierendem Verhalten werden getrieben durch den bereits mehrfach diskutierten Outputreallokationseffekt. Dieser Umverteilungseffekt von Kreditvolumen von Banken mit hohen, hin zu Banken mit geringen Grenzkosten, kann nun durch die Existenz der Volumenskomponente gestört werden. Beispiel 4 zeigt, dass bei einem nicht allzu großem Grenzkostenunterschied zwischen Bank  $i$  und Bank  $j$ , letztere ihren Grenzkostennachteil durch eine stärkere Gewichtung auf das Volumensziel kompensiert. Somit verhält sie sich am Markt aggressiver als Bank  $i$ , d.h. sie agiert so, als hätte sie geringere Grenzkosten als Bank  $i$ . Verschärft sich nun der Wettbewerb durch eine Reduzierung der Kreditnachfrage, gewinnt Bank  $j$  relativ gesehen zu Bank  $i$  Kreditmenge hinzu, was bei Bank  $j$  einen positiven relativen Gewinneffekt auslöst. Trotz der Abweichung vom Geschäftsziel der reinen Gewinnmaximierung, ist im Beispiel Bank  $j$  in der Lage, den Gewinn relativ zu Bank  $i$  auszuweiten.

Nun soll die Diskussion übergehen auf das relative Marktanteilsmaß,  $s_i^L/s_j^L = L_i/L_j$ . Ganz offensichtlich kann auch dieses Maß den Wettbewerb nicht mehr verlässlich abbilden, denn aus  $c_i^L < c_j^L$  folgt nicht mehr zwangsläufig, dass Bank  $i$  mehr Kreditmenge produziert und weiterhin durch mehr Wettbewerb Kreditmenge relativ zu Bank  $j$  hinzugewinnt. Dies führt zu:

**Aussage 2.2** *Die Änderung einer in Tabelle 2.6 aufgeführten Modellvariable führt zu keinem eindeutigen Effekt auf das relative Marktanteilsmaß, d.h. für jeweils zwei Banken,  $i$  und  $j$ , mit  $c_i^L < c_j^L$ , kann die Veränderung einer Modellvariable den relativen Marktanteil,  $s_i^L/s_j^L$ , sowohl erhöhen, als auch reduzieren.*

Der analytische Beweis für Aussage 2.2 ist dem Anhang A.3.2 zu entnehmen. Die fehlende eindeutige Beziehung zwischen einer Parameteränderung und den relativen Marktanteilen ist jedoch trivial, da sie durch das Hinzufügen einer weiteren bankspezifischen Variable, in Form der Volumenskomponente, verursacht wird. Die Tatsache, dass die in Tabelle

2.7 aufgeführten Effekte für den Fall gewinnmaximierender Banken eindeutig sind, liegt daran, dass sich die Banken lediglich hinsichtlich einer eindimensionalen Effizienzvariable unterscheiden. Diese generelle Anforderung an den Boone Indikator ist nun verletzt, da mit der Existenz der Volumenskomponente eine weitere Asymmetrie zwischen den Banken hinzukommt, welche einen Einfluss auf die gleichgewichtigen Marktergebnisse ausübt (vgl. die diskutierten Anforderungen an den Boone Indikator in Abschnitt 2.1.3).

Nun ist daran zu denken, die Variation in den Modellparametern zwischen den Banken wieder in eine eindimensionale Variable zu überführen. Erinnert sei an die bereits hergeleitete und diskutierte Bedingung  $\gamma_i = c_i^L - \theta_i^L(r + \delta(r^K - r)) < c_j^L - \theta_j^L(r + \delta(r^K - r)) = \gamma_j$ , die sicherstellt, dass Bank  $i$  im Gleichgewicht mehr Kreditmenge verkauft als Bank  $j$ . Angenommen der Forscher hat eine Information über die Höhe der einzelnen  $\theta^L$ -Werte der Banken im Datensatz<sup>70</sup>, dann könnte für jede Bank die Variable  $\gamma_i = c_i^L - \theta_i^L(r + \delta(r^K - r))$  berechnet, und mit dieser korrigierten Effizienzvariable gearbeitet werden. Die Frage in diesem Fall ist, ob der Effekt einer Parameteränderung auf das relative Marktanteilsmaß eindeutig ist, sofern die korrigierten Grenzkostenunterschiede zweier Banken betrachtet werden.

Allerdings rettet diese Maßnahme das relative Marktanteilsmaß nur teilweise. Wie ein Blick auf  $\gamma_i$  verdeutlicht, ist diese neu eingeführte korrigierte Effizienzvariable nun nicht mehr unabhängig von den restlichen Modellparametern. Änderungen in den Opportunitätskosten führen bei unterschiedlichen Neigungen, sich atypisch zu verhalten, zu Veränderungen in den  $\gamma$ -Werten. Es kann sogar dazu kommen, dass sich die Reihung der Banken hinsichtlich ihrer korrigierten Effizienz verändert. Gilt  $\gamma_i < \gamma_j$  und  $\theta_j^L > \theta_i^L$ , dann führt ein Anstieg der Opportunitätskosten zu einer stärkeren Reduktion der korrigierten Grenzkosten bei Bank  $j$ . Ob im neuen Gleichgewicht immer noch  $\gamma_i < \gamma_j$  gilt, kann also nicht allgemein sichergestellt werden. Dies ist aber eine wesentliche Anforderung im Boone Modell.<sup>71</sup>

Das relative Marktanteilsmaß für zwei Banken,  $i$  und  $j$ , mit  $\gamma_i < \gamma_j$ , ist wie folgt definiert:

$$\frac{s_i^L}{s_j^L} = \frac{L_i}{L_j} = \frac{(2-d)((1-\lambda)a - r - \delta(r^K - r) - \gamma_i) + dn(\bar{\gamma} - \gamma_i)}{(2-d)((1-\lambda)a - r - \delta(r^K - r) - \gamma_j) + dn(\bar{\gamma} - \gamma_j)}. \quad (2.49)$$

<sup>70</sup>was in der Praxis äußerst unwahrscheinlich sein dürfte, jedoch momentan theoretisch angenommen wird.

<sup>71</sup>Vgl. die diskutierten Anforderungen an den Boone Indikator in Abschnitt 2.1.3.



Das relative Marktanteilsmaß 2.49 weist ganz offensichtlich eine starke Analogie zum relativen Profit- bzw. Marktanteilsmaß 2.46 auf. Der einzige Unterschied ist, dass in 2.49, anstatt der Variablen  $c_i^L$ ,  $c_j^L$  und  $\bar{c}^L$ , die Variablen  $\gamma_i$ ,  $\gamma_j$  und  $\bar{\gamma}$  in Erscheinung treten. Dies führt zu folgender Aussage (Beweis siehe Anhang A.3.2):

**Aussage 2.3** *Die Veränderung der Parameter  $d, n, \lambda$  und  $a$  führen zu denselben Effekten auf das relative Marktanteilsmaß, wie in Tabelle 2.7 aufgeführt, sofern für jeweils zwei Banken,  $i$  und  $j$ , gilt:  $\gamma_i < \gamma_j$ . Für die restlichen Modellparameter existiert kein eindeutiger Zusammenhang mehr, da Veränderungen in den Parametern auch die Höhe der korrigierten Grenzkosten verändern.*

Somit führen die Parametrisierungen  $d \uparrow, a \downarrow, \lambda \uparrow$  und der Markteintritt von Bank  $n + 1$  dazu, dass eine Bank mit niedrigeren korrigierten Grenzkosten ihre Kreditmenge zu Lasten einer Bank mit höheren korrigierten Grenzkosten ausweitet. Sofern die Variation der Banken in eine eindimensionale Variable überführt wird, und Veränderungen der Modellparameter diese Variable und somit deren Reihung nicht verändert, findet der Outputreallokationseffekt wie gewohnt statt. Banken mit niedrigeren  $\gamma$ -Werten gewinnen zu Lasten von Banken mit jeweils höheren  $\gamma$ -Werten Output hinzu.

Für die Parameter  $r^K, \delta$  und  $r$  gilt dies jedoch nicht mehr allgemein, wie bereits angedeutet, da Veränderungen dieser Parameter auch zu Veränderungen der  $\gamma$ 's führen. Der Effekt einer dieser Parameter auf das relative Marktanteilsmaß zweier Banken, mit  $\gamma_i < \gamma_j$ , lautet analytisch wie folgt:

$$\frac{\partial \left( \frac{L_i}{L_j} \right)}{\partial \kappa} = \frac{\frac{\partial L_i}{\partial \kappa} L_j - L_i \frac{\partial L_j}{\partial \kappa}}{(L_j)^2} = \frac{\iota}{(L_j)^2 Z} [L_i \zeta_j - L_j \zeta_i], \quad (2.50)$$

mit  $Z = (1 - \lambda)(2 - d)(2 - d + dn)$ ,  $\iota$  gleich  $(r^K - r)$ ,  $\delta$  oder  $(1 - \delta)$ , je nachdem ob für  $\kappa$  der Parameter  $\delta$ ,  $r^K$  oder  $r$  eingesetzt wird,  $\zeta_j = \left( (2 - d) + dn\bar{\theta}^L - (2 - d + dn)\theta_j^L \right)$  und  $\zeta_i = \left( (2 - d) + dn\bar{\theta}^L - (2 - d + dn)\theta_i^L \right)$ . Aus  $\gamma_i < \gamma_j$  folgt unmittelbar  $L_i > L_j$ . Sofern  $\theta_i^L > \theta_j^L$  gilt, ist  $\zeta_j > \zeta_i$  und das Vorzeichen von 2.50 ist eindeutig positiv. Für den umgekehrten Fall,  $\theta_j^L > \theta_i^L$ , ist  $\zeta_j < \zeta_i$ , und das Vorzeichen von 2.50 lässt sich nicht mehr eindeutig bestimmen. Dieses mögliche Ergebnis macht auch ökonomisch Sinn. Bank  $i$  profitiert weiterhin von den niedrigeren operativen Grenzkosten und der Outputreallokationseffekt wird ceteris paribus die Menge dieser Bank relativ zu Bank  $j$  erhöhen. Eine höhere Volumenskomponente von Bank  $j$  führt nun aber dazu, dass diese Bank weniger sensibel auf eine Erhöhung der Opportunitätskosten reagiert und sich deren (gefühlte)

Zinsmarge *ceteris paribus* weniger stark reduzieren wird. Folglich wird Bank  $j$  den eigenen Kreditzins weniger stark ausweiten als  $i$  und dies führt zu einem Anstieg des relativen Kreditvolumens aus Sicht von Bank  $j$ . Ist dieser Effekt stärker, dann kommt es dazu, dass trotz  $\gamma_i < \gamma_j$  Bank  $j$  relativ betrachtet Kreditvolumen hinzugewinnt. Weiterhin ist es natürlich auch möglich, dass sich bei einem ausreichend großem  $\theta_j^L$  die Reihung der  $\gamma$ -Werte verändert und im neuen Gleichgewicht  $\gamma_j < \gamma_i$  gilt.

Beispiel 5 veranschaulicht anhand eines Zahlenbeispiels, dass der Effekt von  $\delta$  auf das relative Marktanteilsmaß nicht eindeutig ist.

**Beispiel 5** *Angenommen es liegt ein Duopolmarkt mit folgenden Parameterkonstellationen vor:  $\lambda = 0, d = 0,9, a = 1, r = 0,1, n = 2, \delta = 0,1, r^K = 0,15, c_i^L = 0,35, c_j^L = 0,43, \theta_i^L = 0, \theta_j^L = 0,5$ . Hieraus folgt:  $L_i = 0,195690, L_j = 0,170690$ . Bank  $i$  mit  $\gamma_i = 0,35$  produziert mehr Menge als Bank  $j$  mit  $\gamma_j = 0,3775$ . Der Wettbewerb verändert sich durch einen Anstieg von  $\delta$  auf  $0,15$ . Daraus folgt:  $L_i = 0,194475, L_j = 0,170611$ . Bank  $i$ , obwohl mit niedrigeren korrigierten Grenzkosten ausgestattet, verliert durch die Wettbewerbsveränderung relativ mehr Menge als Bank  $j$ .  $L_i/L_j = 1,146465$  geht um  $0,006593$  auf  $1,139871$  zurück.*

*Angenommen die Marktdaten ändern sich wie folgt:  $c_i^L = 0,3, c_j^L = 0,55, \theta_j^L = 0,25$ . Die restlichen Marktdaten gelten unverändert. Der Markt erfährt wiederum einen Anstieg von  $\delta$  um  $0,05$  auf  $0,15$ . Der relative Marktanteil steigt in diesem Fall von  $4,14662$  um  $0,014061$  auf  $4,148722628$  an.*

### 2.3.3. Herfindahl-Hirschman Index (HHI)

Der HHI ist definiert als

$$\text{HHI} = \sum_{i=1}^n (s_i^L)^2. \quad (2.51)$$

Für die komparativ statische Analyse ist es nützlich, die Banken am Markt in zwei Gruppen aufzuteilen. In Gruppe  $H$  werden alle Banken erfasst, welche mit  $\gamma_H > \bar{\gamma}$ , also mit höheren korrigierten Grenzkosten als den durchschnittlichen, produzieren. Für die Banken in Gruppe  $N$  gilt demgemäß  $\gamma_N < \bar{\gamma}$ . Somit lässt sich der HHI auch wie folgt schreiben:

$$\text{HHI} = (s_N^L)^2 + (s_H^L)^2. \quad (2.52)$$

Diese Schreibweise impliziert, dass es keine Bank am Markt gibt, die exakt mit den durchschnittlichen korrigierten Grenzkosten produziert.<sup>72</sup> Der durchschnittliche Marktanteil,  $\overline{s^L}$ , beträgt  $\overline{s^L} = \frac{1}{n} \sum_i s_i^L = \frac{1}{n}$ . Eine beliebige Bank  $i$  erzielt genau dann einen größeren Marktanteil als den durchschnittlichen, wenn die korrigierten Grenzkosten von  $i$  geringer sind als die jeweiligen Durchschnittswerte des Marktes:

$$\begin{aligned} s_i^L &= \frac{L_i}{\sum_j L_j} > \frac{1}{n} = \overline{s^L} \\ \Leftrightarrow \gamma_i &= c_i^L - \theta_i^L(r + \delta(r^K - r)) < \overline{c^L} - \overline{\theta^L}(r + \delta(r^K - r)) = \overline{\gamma}. \end{aligned} \quad (2.53)$$

Somit erlangt Gruppe  $N$  aggregiert einen höheren Marktanteil ( $> 0.5$ ) im Gleichgewicht als Gruppe  $H$ .

Die eingeführte Notation dient nun dazu, für eine konstante Bankenzahl  $n$  einen theoretischen Zusammenhang zwischen dem HHI und dem Boone Indikator herzustellen. Um diesen Zusammenhang herzuleiten, wird nochmals auf die Hilfsvariable  $\kappa$  zurückgegriffen. Allgemein lautet der Effekt einer Parameteränderung auf den HHI:

$$\frac{\partial \text{HHI}}{\partial \kappa} = 2 \left\{ s_N^L \frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa} + s_H^L \frac{\partial s_H^L}{\partial \kappa} \right\}. \quad (2.54)$$

Der Effekt einer Parameteränderung auf das relative Marktanteilsmaß  $s_N^L/s_H^L$  von Boone lautet:

$$\frac{\partial \frac{s_N^L}{s_H^L}}{\partial \kappa} = \frac{\frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa} s_H^L - s_N^L \frac{\partial s_H^L}{\partial \kappa}}{(s_H^L)^2}. \quad (2.55)$$

Da definitionsgemäß  $s_N^L + s_H^L = 1$  gilt, liefert totales Differenzieren  $\frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa} + \frac{\partial s_H^L}{\partial \kappa} = 0$ . Einsetzen von  $s_H^L = 1 - s_N^L$  und  $-\frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa} = \frac{\partial s_H^L}{\partial \kappa}$  in 2.54 und 2.55 ergibt nach einigen Umformungen:

$$\frac{\partial \text{HHI}}{\partial \kappa} = 2 \frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa} \{2s_N^L - 1\}, \quad (2.56)$$

bzw.

$$\frac{\partial \frac{s_N^L}{s_H^L}}{\partial \kappa} = \frac{\frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa}}{(1 - s_N^L)^2}. \quad (2.57)$$

<sup>72</sup>Ansonsten gäbe es noch eine dritte Gruppe bestehend aus exakt dieser Bank. Dies würde jedoch nur die Notation ausweiten. An den folgenden qualitativen Aussagen würde diese Modellierung nichts ändern, da der Effekt von mehr Wettbewerb für eine gegebene Bankenzahl auf den Marktanteil der Durchschnittsbank gleich 0 ist. Der Fall von Markteintritten ist eine Ausnahme und wird später separat analysiert.

Umformen von 2.57 nach  $\frac{\partial s_N^L}{\partial \kappa} = \left( \frac{\partial s_N^L}{\partial s_H^L} / \partial \kappa \right) (1 - s_N^L)^2$  und Einsetzen in 2.56 ergibt

$$\begin{aligned} \frac{\partial \text{HHI}}{\partial \kappa} &= \underbrace{2(1 - s_N^L)^2 \{2s_N^L - 1\}}_{(+), \text{ da } 2s_N^L > 1} \frac{\partial s_N^L}{\partial s_H^L} / \frac{\partial \kappa}{\partial \kappa}, \\ \Leftrightarrow \frac{\partial \text{HHI}}{\partial s_H^L} &= \underbrace{2(1 - s_N^L)^2 \{2s_N^L - 1\}}_{(+)} > 0. \end{aligned} \quad (2.58)$$

Somit ist die folgende Aussage bezüglich des Zusammenhangs zwischen HHI und BI bewiesen:

**Aussage 2.4** *Für eine konstante Bankenzahl  $n$  existiert im Modell zwischen dem Boone Indikator, basierend auf relativen Marktanteilen, und dem HHI ein eindeutiger und positiver Zusammenhang. Sofern die Veränderung einer exogenen Modellvariable zu einem Anstieg (Rückgang) der relativen Marktanteile führt, erhöht (verringert) sich der HHI.*

Aussage 2.4 beinhaltet für die empirische Wettbewerbsforschung einige interessante Implikationen. In der empirischen Forschung wird ein Anstieg relativer Marktanteile mit mehr, ein Anstieg des HHI dahingegen mit weniger Wettbewerb in Verbindung gebracht. Die beiden Wettbewerbsindikatoren prognostizieren folglich vollkommen gegensätzliche Entwicklungen des Wettbewerbszustandes eines Marktes. Intuitiv ist dieses Ergebnis einsichtig, wenn man bedenkt, dass der Boone Indikator sehr eng mit der Effizienzhypothese verwandt ist. Aus dem theoretischen Resultat lässt sich zudem eine Hypothese für die empirische Forschung ableiten. Wie in Abschnitt 2.1.3 gezeigt, wird der Koeffizient  $b_{1t}$  in der empirischen Forschung als Boone Indikator interpretiert. Für den Fall, dass Marktanteile als zu erklärende Variable in der Regression verwendet werden, müsste eine positive Korrelation, sowohl beim Querschnittsvergleich über verschiedene Märkte hinweg, als auch bei der Analyse eines Marktes über die Zeit, zwischen  $|b_{1t}|$  und dem HHI existieren.<sup>73</sup> Ein dem Betrag nach höherer Wert für den empirischen Boone Indikator impliziert, dass das (negative) *mapping* zwischen relativen Grenzkosten und relativen Marktanteilen steiler wird, d.h. für einen gegebenen Grenzkostenunterschied resultiert eine stärkere Spreizung der Marktanteile, was wiederum die Marktkonzentration in die Höhe treibt.

In Tabelle 2.8 werden die komparativ statischen Effekte auf das relative Marktanteilsmaß und den HHI aufgeführt. Bei den Wettbewerbsparametrisierungen  $a \downarrow$  und  $d \uparrow$  prognostiziert der Boone Indikator korrekt eine Intensivierung des Wettbewerbs, der HHI

<sup>73</sup>Für Gewinne gilt dies uneingeschränkt nur dann, wenn sich die Banken gewinnmaximierend verhalten. Außerdem gilt die Aussage in dieser strengen Form natürlich nur für Marktvergleiche mit identischer Bankenzahl.

hingegen versagt als Marktmachtsmaß. Welcher Indikator bei den restlichen Parametrisierungen die Entwicklung des Wettbewerbs korrekt wiedergibt, hängt davon ab, wie der Wettbewerbsbegriff ausgelegt wird.

Wettbewerb	$\frac{s_N^L}{s_H^L} = \frac{L_N}{L_H}$	HHI
$a \downarrow$	(+)	(+)
$\lambda \uparrow$	(+)	(+)
$\delta \uparrow$	(+, -)	(+, -)
$r^K \uparrow$	(+, -)	(+, -)
$r \uparrow$	(+, -)	(+, -)
$d \uparrow$	(+)	(+)

Es gilt:  $\gamma_N < \gamma_H, N \neq H$

Tabelle 2.8.: Zusammenhang zwischen Boone Indikator und HHI für eine konstante Bankenzahl

Der Effekt von Markteintritten auf den HHI ist nicht eindeutig, was zunächst kontraintuitiv klingt. Zunächst ist festzuhalten, dass der Markteintritt von Bank  $n + 1$  zu einer eindeutigen Verringerung der Marktanteile der Banken  $i = 1, 2, \dots, n$  führt:

$$\frac{\partial s_i^L}{\partial n} = \frac{\overbrace{\frac{\partial L_i}{\partial n} \sum_j L_j}^{(-)} - L_i \overbrace{\frac{\partial \sum_j L_j}{\partial n}}^{(+)}}{\left(\sum_j L_j\right)^2} < 0. \quad (2.59)$$

Dieser Effekt wirkt natürlich in Richtung einer Verringerung des HHI. Allerdings muss der Markteintritt von Bank  $n+1$  gegengerechnet werden. Diese Bank konnte ihren Marktanteil offensichtlich von 0 auf irgendeinen positiven Wert ausweiten, was wiederum zu einer Erhöhung des HHI führt. Sofern es sich bei Bank  $n + 1$  um eine besonders effiziente (berücksichtigt um die Volumenskomponente) Bank handelt, kann diese soviel Marktanteil gewinnen, dass der Nettoeffekt auf den HHI sogar positiv ausfällt, d.h. der Markteintritt führt zu einer steigenden Marktkonzentration.

## 2.4. Fazit

In diesem Kapitel wurde für einen gemischten Bankenoligopolmarkt untersucht, ob zwischen einer theoretischen Wettbewerbsparametrisierung und den empirischen Wettbewerbsindikatoren Lerner Index, Herfindahl-Hirschman Index und Boone Indikator eine eindeutige (monotone) Beziehung existiert. Eine wesentliche Vorarbeit der Analyse lag darin begründet, die modellierten exogenen Strukturparameter hinsichtlich ihrer Wettbewerbswirkung zu klassifizieren. Aufgrund dessen, dass der Wettbewerbsbegriff in der

Ökonomie nicht eindeutig definiert bzw. definierbar ist, konnte diese Klassifizierung nicht für alle modellierten Parameter eindeutig durchgeführt werden. Als Beispiel sei der eingeführte Solvabilitätskoeffizient (Parameter  $\delta$ ) genannt. Die Verschärfung der Eigenkapitalhinterlegungspflicht führt im Modell zu einer Verteuerung der Kredite und einem Rückgang der aggregierten Kreditmenge. In Anlehnung an Hakenes & Schnabel (2011b) könnten diese Marktergebniseffekte als wettbewerbsreduzierend aufgefasst werden. Es ist jedoch auch dargelegt worden, dass der Effekt des Solvabilitätskoeffizienten auf die gewichtete Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage positiv ist, d.h. die Banken sehen sich (im Durchschnitt) einer elastischeren Nachfrage konfrontiert und sind nicht in der Lage, den Anstieg der Refinanzierungskosten komplett an die Kreditnehmer weiterzureichen. Nickell (1996) folgend könnte dies als ein Rückgang von Marktmachtsrenten, und folglich als Wettbewerbsintensivierung, interpretiert werden.

Mit diesen grundlegenden Gedanken ausgestattet, ist im Rahmen einer komparativ statischen Analyse der Effekt einer Parameteränderung auf die Wettbewerbsindikatoren bestimmt worden. Der Lerner Index auf Einzelbankebene wurde dabei in eine inverse Beziehung zur Eigenpreiselastizität der Kreditnachfrage gebracht. Die Empfehlung für die empirische Umsetzung lautet, den Indikator um die Höhe der Kreditausfälle und die (korrigierten) Opportunitätskosten zu bereinigen. Eine weitere Erkenntnis der Analyse war, dass auf einem gemischten Oligopolmarkt zwischen einer Parameteränderung und dem Boone Indikator keine eindeutige Beziehung mehr für jeweils zwei Banken mit unterschiedlich hohen Grenzkosten existiert. Die Ursache lag in der Existenz der Volumenskomponente in den Zielfunktionen der Banken begründet, die dazu führt, dass effizientere Banken nicht zwangsläufig mehr Kreditmenge produzieren und höhere Gewinne erwirtschaften als jeweils Ineffizientere. Es wurde deshalb vorgeschlagen, die operativen Grenzkosten um die Volumenskomponente zu korrigieren und die Volumensdifferenzen zweier Banken mit unterschiedlich hohen korrigierten Grenzkosten zu betrachten. Hier konnte für einige Modellparameter die von Boone (2008a) geforderte Monotonieeigenschaft nachgewiesen werden. Jedoch haben die Opportunitätskosten die Höhe der korrigierten Grenzkosten beeinflusst und somit konnte die Anforderung von Boone, dass sich die Banken hinsichtlich einer eindimensionalen Effizienzvariable reihen lassen müssen, nicht mehr erfüllt werden.

Schließlich ist nachgewiesen worden, dass, für eine gegebene Bankenzahl, zwischen dem Boone Indikator, basierend auf relativen Marktanteilen, und dem Herfindahl-Hirschman Index eine eindeutige und positive Beziehung existiert. Verändert sich ein exogener Modellparameter und führt diese Änderung zu einem Anstieg der relativen Marktanteile, dann steigt der HHI und umgekehrt. Für die empirische Wettbewerbsforschung haben sich ei-

nige interessante Schlussfolgerungen ergeben. Ein Anstieg des Boone Indikators wird mit mehr, die Erhöhung der Marktkonzentration üblicherweise mit weniger Wettbewerb in Verbindung gebracht. Somit prognostizieren die beiden Indikatoren exakt gegenläufige Aussagen, wie sich der Wettbewerb auf einem Markt entwickeln wird.

Die theoretische Analyse hat einige interessante Einblicke offenbart, wie Wettbewerb gemessen werden kann und welche Probleme damit möglicherweise verbunden sind. Für eine künftige theoretische Untersuchung wäre zudem noch reizvoll, die Analyse um Verbund- und Größeneffekte zu erweitern. Der modellierte Oligopolmarkt mitsamt der eingeführten exogenen Strukturparameter kann außerdem als Grundlage für die empirische Analyse des folgenden Kapitels 3 fungieren.



<http://www.springer.com/978-3-658-17751-5>

Wettbewerb und Stabilität bei deutschen  
Regionalbanken

Klassmueller, S.

2017, XIV, 221 S. 10 Abb., Softcover

ISBN: 978-3-658-17751-5