

nem von ihr selbst ermittelten und festgelegten Regulierungspreis signalisieren sollte. Dies führt zu einem Anstieg des Interventionspreises und damit zu einer Zunahme des erwarteten Gewinns der Deutschen Telekom bei Investition. Nichtsdestotrotz sollte allein die Bedrohung durch eine regulierende Intervention zu tolerierbaren Preisen führen, ohne daß eine tatsächliche Preisregulierung vorgenommen werden muß. Bei einer gegebenen entsprechenden Beschränkung des Mißbrauchs von Marktmacht kann die ex-ante Tolerierung etwaiger Übergewinne, aus einer wohlfahrtsökonomischen Perspektive heraus, gegenüber der Verhinderung einer Investition vorgezogen werden. Zukünftig sollte die Bundesnetzagentur allerdings Informationsasymmetrien reduzieren und das optimale Niveau

an Toleranz vermindern, um zu einem präziseren Interventionspreis und einer effektiveren Regulierungsandrohung zu kommen. Die Wirksamkeit einer solchen Regulierungsandrohung läßt allerdings deutlich nach, wenn der Gesetzgeber den Regulierer per Gesetz juristisch oder faktisch von der Nutzung dieses Instrumentes ausschließt. Vor diesem Hintergrund geht der jüngst verfaßte Beschluß der Bundesregierung vom 17. Mai 2006 zur Novelle des Telekommunikationsgesetzes ökonomisch in die richtige Richtung, wird aber in der tatsächlichen Rechtspraxis seine Anreizkompatibilität beweisen müssen.

*Christian.Growitsch@iwh-halle.de*  
*Niels.Krap@iwh-halle.de*

## Langfristige Entwicklung der Gesamtkapitalrenditen – eine empirische Panelanalyse –

Es gibt in der Literatur zwei Auffassungen zum Wettbewerb. Die erste betrachtet Wettbewerb als ein Verfahren zur optimalen Allokation von Ressourcen. Der Preismechanismus dient dazu, dieses Ziel zu erreichen. Er gewährleistet bei voller Wirkung ein Gleichgewicht, bei dem die Preise den marginalen Wohlfahrtskosten der Produktion entsprechen. Entsteht durch Versagen des Preismechanismus ein Gleichgewicht mit Preisen über den marginalen Kosten, so ergibt sich ein Wohlfahrtsverlust durch einen zu geringen Konsum dieser entsprechenden Güter. Derartiges Versagen wird in der Regel auf eine unzureichende Anzahl von Käufern oder Verkäufern zurückgeführt. Damit kann in der ersten Auffassung Wettbewerb als ein Prozeß verstanden werden, um Preise und Mengen so festzusetzen, daß eine Allokation der Ressourcen entsprechend den Marktgegebenheiten sowie technologischen Möglichkeiten erreicht wird. Im Idealfall wird mit Wettbewerb ein Preissystem erreicht, das eine sogenannte pareto-optimale Verteilung der Güter in einer Volkswirtschaft bewirkt. Derartige Gleichgewichte sind nur bei der Abwesenheit monopolistischer Elemente zu erwarten.

Die zweite Auffassung betrachtet Wettbewerb als einen dynamischen Prozeß der Entstehung von neuen Produkten und Prozessen. Das Gleichge-

wichtskonzept spielt hier keine wesentliche Rolle. Von Interesse sind dabei nicht die Konstellation von Preisen und die Allokation von Ressourcen zu einem bestimmten Zeitpunkt, sondern deren Entwicklung im Zeitverlauf. Die Vorstellung entspricht eher einem System im Fluß, mit ständigen, sich im Zeitverlauf entwickelnden Ungleichgewichten, als einem System im Gleichgewichtszustand zu einem bestimmten Zeitpunkt.

Die erste Auffassung von Wettbewerb ist die, auf der die meisten ökonomischen Analysen und Modelle aufbauen und die in weiten Teilen der breiten ökonomischen Lehre und Forschung vorherrschend ist. Innovationen und externe Schocks stören das unterstellte Gleichgewicht des statischen Ansatz. Eine empirische Untersuchung des Wettbewerbsprozesses kann daher nur auf einem dynamische Wettbewerbsmodell basieren.

### *Das dynamische Wettbewerbsmodell*

Die zweite Auffassung des Wettbewerbsprozesses geht auf Joseph Schumpeter<sup>7</sup> zurück. Das wesentliche Merkmal von Schumpeters Beschreibung des

---

<sup>7</sup> SCHUMPETER, J. A.: *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press: Cambridge, MA 1934. – SCHUMPETER, J. A.: *Capitalism, Socialism and Democracy*, 3rd ed. Harper and Row: New York 1950.

kapitalistischen Prozesses ist dessen dynamische Natur. Der Musterunternehmer führt Innovationen – beispielsweise durch neue Produkte, neue Produktionsprozesse, neue Vertriebstechiken oder neue Organisationsstrukturen – ein, mit denen er einen zeitlich befristeten Vorteil gegenüber seinen Wettbewerbern erzielt. Diese vorübergehenden Monopole erzeugen Innovationsgewinne, die wiederum ein Anreiz für Imitatoren sind, um sich der Entwicklung anzuschließen. Damit verringern sich diese Gewinne wieder. Der „Prozeß der kreativen Zerstörung“ geht weiter: Innovationen erzeugen Monopole, Monopole erzeugen Gewinne und Gewinne ziehen Imitatoren solange an, bis sich die Gewinnrate wieder normalisiert hat. Am Ende kann dann wieder ein neuer Zyklus beginnen.

Dieses Schumpetersche Bild des Wettbewerbsprozesses liegt vielen ökonomischen Argumenten zugrunde, beispielsweise in der Begründung, warum unregulierte Märkte regulierten oder auch marktwirtschaftliche Institutionen planwirtschaftlichen vorzuziehen sind. Trotzdem hatte diese Perspektive nur sehr geringen Einfluß auf die Entwicklung formaler ökonomischer Theorien über Marktverhalten. Anfängliche Anstrengungen dies zu ändern, führten nicht zu den notwendigen Folgewirkungen. Eine zumindest indirekte Anlehnung kann der Theorie der bestreitbaren Märkte von Baumol, Panzar und Willig<sup>8</sup> unterstellt werden. Markteintritt und -austritt sind die Kernstücke von Schumpeters „Prozeß der kreativen Zerstörung“, so wie auch die Bedingungen für Markteintritt und -austritt eine zentrale Rolle für die sogenannte Bestreitbarkeit von Märkten spielen. Aber im Gegensatz zu Schumpeters dynamischer Beschreibung des Wettbewerbsprozesses, ist die Theorie der bestreitbaren Märkte vollständig statisch. Sie stellt eine Beziehung zwischen den Bedingungen des Eintritts und der Höhe von Gewinnen im Gleichgewicht her, der dynamische Prozeß hin zum Gleichgewicht wird aber nicht thematisiert. Empirische Untersuchungen zur Theorie der bestreitbaren Märkte sind gegenüber anderen industrieökonomischen Untersuchungen über

die Beziehung zwischen Rentabilität und Marktstrukturen im Querschnittsdesign angelegt.

Die wohl wichtigste direkte Umsetzung des dynamischen Wettbewerbsmodells stellt das Evolutorische Modell von Nelson und Winter<sup>9</sup> dar. Die Autoren verfolgen die Evolution von Unternehmen und Branchen über die Zeit mit Hilfe von Simulationstechniken. Die Ergebnisse, die ein reichhaltiges Mosaik der Entwicklung marktwirtschaftlicher Ökonomien zeichnen, stehen im Einklang mit der tatsächlichen Wahrnehmung der Wettbewerbsprozesse. Es wird aber kein formaler empirischer Test des Schumpeterschen Ansatzes gegenüber eines beispielsweise neoklassischen Modells begründet. Die Ergebnisse beleben vielmehr die Frage, wie ein Schumpetersches Modell zu testen ist, als daß sie sie beantworten können.

Ein derartiger Test muß mindestens zwei Elemente haben. Als erstes muß eine Untersuchung auf Ebene der Branche zeigen, ob sich Innovations-Imitations-Reife Zyklen in dem von Schumpeter vorgezeichneten Muster finden lassen. Als zweites muß eine Untersuchung der Entwicklung der Rentabilität von Unternehmen und Branchen zeigen, ob der Prozeß des dynamischen Wettbewerbs tatsächlich überdurchschnittliche Gewinne im Zeitverlauf erodieren läßt.

Einzelstudien über Produkt und Industrie-Lebenszyklen scheinen die von Schumpeter beschriebene Evolution von Branchen zu stützen. Beginnende Innovatoren werden von einer Vielzahl von Imitatoren „verfolgt“, was wiederum zu einer Abschwächungsphase in der Entwicklung der Branche führt. Obwohl das allgemeine Muster dem Schumpeterschen Bild der Branchendynamik entspricht, scheinen sich Branchenlebenszyklen mit erheblich variierenden Geschwindigkeiten zu entwickeln. Außerdem konnten existierende Ausnahmen festgestellt werden.

Die bisherigen Untersuchungen haben auch nicht den Erfolg für innovierende und imitierende Unternehmen untersucht. Tatsächlich ist im allgemeinen immer noch relativ wenig über das intertemporale Muster von Rentabilität auf Unternehmens- und Branchenebene bekannt.

---

<sup>8</sup> BAUMOL, W. J.; PANZAR, R. D.; WILLIG, J. C.: Contestable Markets and the Theory of Industry Structure. American Enterprise Institute for Public Policy Research: San Diego, CA 1982.

---

<sup>9</sup> NELSON, R. R.; WINTER, S. G.: An Evolutionary Theory of Economic Change, Harvard University Press: Cambridge, MA 1982.

### **Wie kann die Intensität des Wettbewerbs gemessen werden?**

Neben der Betrachtung von Renditeunterschieden an sich, soll der Schwerpunkt auf deren Entwicklung im zeitlichen Verlauf liegen. Diese Betrachtung soll sowohl für Branchenmittelwerte als auch für einzelne Unternehmen durchgeführt werden.

Für die Untersuchung des von Schumpeter vermuteten Anpassungsprozesses der über- und unterdurchschnittlichen Gewinne stellen sich die folgenden drei Fragen:

1. Gibt es eine dauerhafte Renditekomponente, die auch langfristig nicht durch Wettbewerb eliminiert wird?
2. Mit welcher Schnelligkeit läuft ein möglicher Anpassungsprozeß der kurzfristigen Renditekomponenten hin zu einem langfristigen Niveau ab?
3. In welchem Zusammenhang stehen dauerhafte Renditekomponenten zu der Geschwindigkeit des Anpassungsprozesses temporärer Renditekomponenten?

Unter den empirischen Modellen zur zeitliche Entwicklung der Renditeunterschiede wurde das Modell der Partiellen Adjustierung (PA-Modell) ausgewählt.<sup>10</sup> In dieses Modell wird der Wettbewerbsprozeß an sich als latenter Zusammenhang integriert, das heißt, es ist nicht notwendig, ihn direkt in einem strukturellen Modell zu spezifizieren. Diese Art der Modellierung kann so auch unbeobachtbare Effekte einschließen. Der Ansatz ist damit strukturellen Modellen des Markteintritts konzeptionell überlegen, da bei diesen nur der tatsächlichen Markteintritt erfaßt werden kann.

### **Empirische Datenbasis**

Als Datenbasis dient die Unternehmensbilanzdatenbank DAFNE der Creditreform gewählt. Die Daten werden im Rahmen der Geschäftstätigkeit der Creditreform als Wirtschaftsauskunftei erhoben.

---

<sup>10</sup> Alternative Modelle sind beispielsweise Verteilungsparameter (Standardabweichung), Autokorrelation, Übergangswahrscheinlichkeiten und das Modell der Polynomen Konvergenz. Beschreibung der Modell siehe NEUBERT, O.: Stabile Dynamik im Wettbewerb – Eine empirische Untersuchung vor dem Hintergrund alternativer Panelverfahren, Kapitel 2. TU Dresden 2003.

Die DAFNE-Datenbank stellt sowohl von der Anzahl der erfaßten deutschen Unternehmen als auch mit dem verfügbaren Zeitraum von zehn Jahren eine solide empirische Grundlage dar. Sie umfaßt neben standardisierten Jahresabschlußpositionen betriebswirtschaftliche Kennzahlen der größten deutschen Industrie-, Handels- und Dienstleistungsunternehmen. Einschränkend muß jedoch festgestellt werden, daß für viele Unternehmen nicht alle veröffentlichten Daten in der Datenbank verfügbar sind.<sup>11</sup>

Der vorliegende Datensatz der DAFNE-Datenbank entspricht dem Paneldesign. Die einzelnen Jahresabschlüsse sind mit den Unternehmensangaben verknüpft und diese enthalten Angaben zur Branchenzuordnung des Unternehmens.

Da die Erhebung der Creditreform keinem repräsentativen Ansatz folgt, ist eine Verzerrung bezüglich der Auswahl der Unternehmen durch die Creditreform wahrscheinlich.<sup>12</sup> Demgegenüber steht aber der Vorteil, daß der Datensatz im Gegensatz zu vielen anderen Untersuchungen nicht nur Angaben großer börsennotierter Unternehmen, sondern auch vieler mittelständischer Unternehmen umfaßt. Eine direkte Kennzeichnung insolventer Unternehmen ist nicht verfügbar. Es kann daher nicht differenziert werden, ob ein Unternehmen wegen Insolvenz oder Geschäftsaufgabe aus dem Markt ausgeschieden ist, oder ob die Erfassung aus anderen Gründen nicht erfolgte.

Aus der Gesamtheit der Jahresabschlüsse der DAFNE-Datenbank wurde eine Auswahl nach den folgenden Merkmalen getroffen. Die Unternehmen mußten ihren primären Tätigkeitsbereich im Produzierenden Gewerbe haben und einen Jahresumsatz von mindestens 1 Mio. Euro aufweisen.<sup>13</sup> Für

---

<sup>11</sup> In der Version 45 vom Mai 2002 waren nach offiziellen Angaben der Creditreform 70 965 Jahresabschlüsse von 22 469 Unternehmen erfaßt. Dies entspricht ca. 3,6 Bilanzen pro Unternehmen.

<sup>12</sup> Die gesetzlichen Veröffentlichungspflichten wirken sich auf der anderen Seite positiv auf die prinzipielle Verfügbarkeit der notwendigen Information aus. Diese ergeben sich aus dem HGB und beinhalten eine Hinterlegungspflicht der Jahresabschlüsse des Unternehmens beim zuständigen Handelsregister.

<sup>13</sup> Zusätzlich wurden alle Jahresabschlüsse mit einer Gesamtkapitalrendite außerhalb des Intervalls von vier Standardabweichungen um den unbereinigten Mittelwert entfernt. Damit sollen Verzerrungen in den statistischen Auswertungen durch extreme Beobachtungen vermieden werden.

Kasten:  
 Modell der partiellen Adjustierung

Das Modell der partiellen Adjustierung (PA-Modell) stellt die Anpassung  $\Delta\pi_{it}$  als Funktion der Abweichung (in der Vorperiode) von einem langfristigen Niveau  $\pi_i^*$  dar. Dies entspricht der Gleichung:

$$\text{Adjustierung} = \text{Anpassungsrate} \times \text{Abweichung}$$

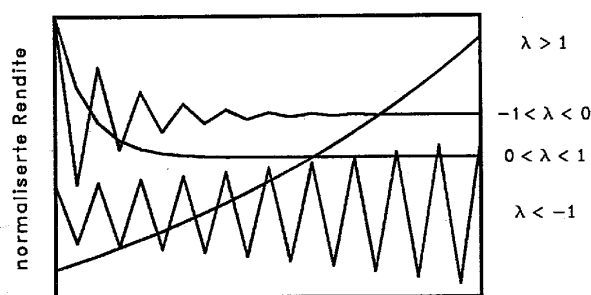
$$\Delta\pi_{i,t} = \pi_{i,t} - \pi_{i,t-1} = (1 - \lambda_i)(\pi_i^* - \pi_{i,t-1}) + \mu_{i,t}$$

Dieser Zusammenhang kann auch als autoregressiver Prozeß erster Ordnung (AR(1)) dargestellt werden.

$$\pi_{i,t} = (1 - \lambda_i)\pi_i^* + \lambda_i\pi_{i,t-1} + \mu_{i,t}$$

Die durch das Persistenzmaß  $\lambda_i$  (entspricht  $1 - \text{Anpassungsrate}$ ) möglichen Funktionstypen sind in der Abbildung dargestellt. Für  $|\lambda_i| < 1$  und  $t \rightarrow \infty$  konvergiert der Prozeß gegen den langfristige stabile Endwert  $\pi_i^*$ .

Abbildung: Modell der partiellen Adjustierung



Quelle: Schohl (1990, S. 391)

Der Koeffizient  $\lambda$  erfaßt die Stärke der Wettbewerbskräfte, die durch Markteintritte bewirkt werden. Je weniger Markteintritt (tatsächlicher wie auch potentieller) durch überdurchschnittliche Rentabilität bewirkt wird und je weniger Wirkung dieser Markteintritt auf die Veränderung der Rentabilität im Markt hat, um so dauerhafter sind kurzfristige Überrenditen. Damit mißt  $\lambda$ , ob Wettbewerbskräfte hinreichend stark sind, um Überrenditen abzubauen. Je größer  $\lambda$  ist, um so kleiner sind die Wettbewerbskräfte.

Für den verwendeten Paneldatensatz ergibt sich folgendes empirisches Modell:

Random Coefficient (nlinAR):

$$\pi_{i,t} = (1 - \lambda_i)\pi_i^* + \lambda_i\pi_{i,t-1} + u_{i,t}$$

$$\text{mit } \pi_i^* = \hat{\pi}^* + \mu_i \quad \mu_i \sim \overset{iid}{N}(0, \hat{\sigma}_{\pi^*}^2)$$

$$\text{mit } \lambda_i = \hat{\lambda} + v_i \quad v_i \sim \overset{iid}{N}(0, \hat{\sigma}_{\lambda}^2)$$

$$u_{i,t} \sim \overset{iid}{N}(0, \hat{\sigma}_u^2)$$

Dabei kennzeichnet  $\pi_{i,t}$  die Differentialrendite des Panelobjektes  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ . Für die dauerhafte Renditekomponente  $\pi_i^*$  und die Persistenz  $\lambda_i$  wird jeweils eine Normalverteilung angenommen, für die der Erwartungswert  $\hat{\pi}^*$  bzw.  $\hat{\lambda}$  und die Standardabweichung  $\hat{\sigma}_{\pi^*}$  bzw.  $\hat{\sigma}_{\lambda}^2$  geschätzt werden. Neben den systematischen Effekten gibt es einen stochastischen Fehlerterm  $u_{i,t}$ , der die äußeren Einflüsse in Sinne von externen Schocks abbilden soll.

die ausgewählten Unternehmen müssen in der Zeitperiode von 1993 bis 2000 mindestens drei Jahresabschlüsse verfügbar sowie im primären Tätigkeitsbereich des Unternehmens mindestens neun weitere Unternehmen tätig sein. Nach Anwendung

der Kriterien konnten 5 875 Jahresabschlüsse für 1 153 Unternehmen gewonnen werden. Ungewöhnlich ist die Wahl einer variierenden Zeitdimension zwischen drei und neun Jahren. Dieses Vorgehen wird durch die Wahl des Modells und des Schätz-

verfahrens ermöglicht und erweitert die nutzbare Datenbasis gegenüber der Maximalanforderung von neun Jahren je Unternehmen von 316 auf 1 153. Es ist so auch möglich, Unternehmen zu betrachten, die im Untersuchungszeitraum aus dem Markt ausgetreten sind.

### **Wahl eines Kennzahlentyps**

Der Mehrheit der bisherigen Untersuchungen folgend, wird sich auf die Rentabilität des gesamten investierten Kapitals konzentriert, da diese Kennzahl das gesamte Ergebnis unternehmerischen Handelns am besten beschreibt.

Da die Untersuchung jedoch auf die Unterschiede in den Renditen zwischen den Unternehmen gerichtet ist, werden die absoluten Werte der Gesamtkapitalrentabilität normiert. Dies führt von der absoluten Rentabilität zur Differentialrendite, die die Abweichung eines Unternehmens vom Mittelwert der Stichprobe beschreibt. Durch die Bereinigung werden Einflüsse durch langfristige gesamtwirtschaftliche Trends und konjunkturelle Effekte eliminiert. Positive Werte von  $\pi_{it}$  zeigen eine überdurchschnittliche, negative Werte eine unterdurchschnittliche Renditeposition an.

### **Wahl des Panelverfahrens**

Die Schätzung der relevanten Parameter kann durch die folgenden Verfahren erfolgen:

1. Pooled OLS Estimator,
2. Mean Group Estimator,
3. Fixed Effects Panel Estimator/LSDV (Least Squares Dummy Variable),
4. Random-Coefficient Maximum Likelihood Estimator (RC-ML).

In einer früheren Analyse wurden diese Verfahren auf ihre Eignung untersucht.<sup>14</sup> Die Eigenschaften der Verfahren bei einer Anwendung in heterogenen, dynamischen Paneldaten mit einer relativ kleinen Anzahl von Beobachtungszeitpunkten und einer erwarteten Persistenzrate um 0,5 wurden dabei in einer Monte Carlo Simulationsstudie untersucht. Die in bisherigen Untersuchungen am häufigsten angewendeten OLS basierten Verfahren liefern bei kleinen Stichproben Schätzer, die substantiell verzerrt sind. Diese Verzerrung (BIAS) steigt, je weniger Beobachtungszeitpunkte zur Verfügung ste-

<sup>14</sup> Vgl. NEUBERT, O., Kapitel 4, a. a. O.

hen und je größer die Heterogenität der Parameter im Panel ist. Für Zeiträume unter zehn Jahren kann der Bias bis zu 50% des tatsächlichen Parameterwertes betragen. Der neu vorgestellte Random-Coefficient ML Schätzer berücksichtigt die Variabilität der Parameter des PA-Modells auf der Ebene des Unternehmens. Für diese wird eine zufällige Normalverteilung angenommen. Statt individuelle Schätzer für jedes Unternehmen sind damit nur noch zwei Werte (Mittelwert und Varianz) zu bestimmen. Die damit verbundene Erhöhung der Freiheitsgrade verringert den Small-Sample-Bias wesentlich.

Unter der Annahme normalverteilter Heterogenität verbindet der Random Coefficient ML Schätzer sowohl Informationen aus der Zeitreihe als auch aus dem Querschnitt des Panels und liefert dadurch bessere Parameterschätzungen als die anderen bisher verwendeten Verfahren.

### **Entwicklung der Branchenrenditen**

Zur Analyse der mittleren Branchenrenditen wird der Mittelwert aller Unternehmen eines Jahres und einer Branche berechnet. Für die 20 Branchen mit je sieben Jahren entstehen insgesamt 140 Fälle. Abbildung 1 zeigt die jeweiligen Werte der mittleren Branchendifferentialrendite im Zeitverlauf.<sup>15</sup> Bis auf wenige Ausnahmen schwanken diese um den Wert null.

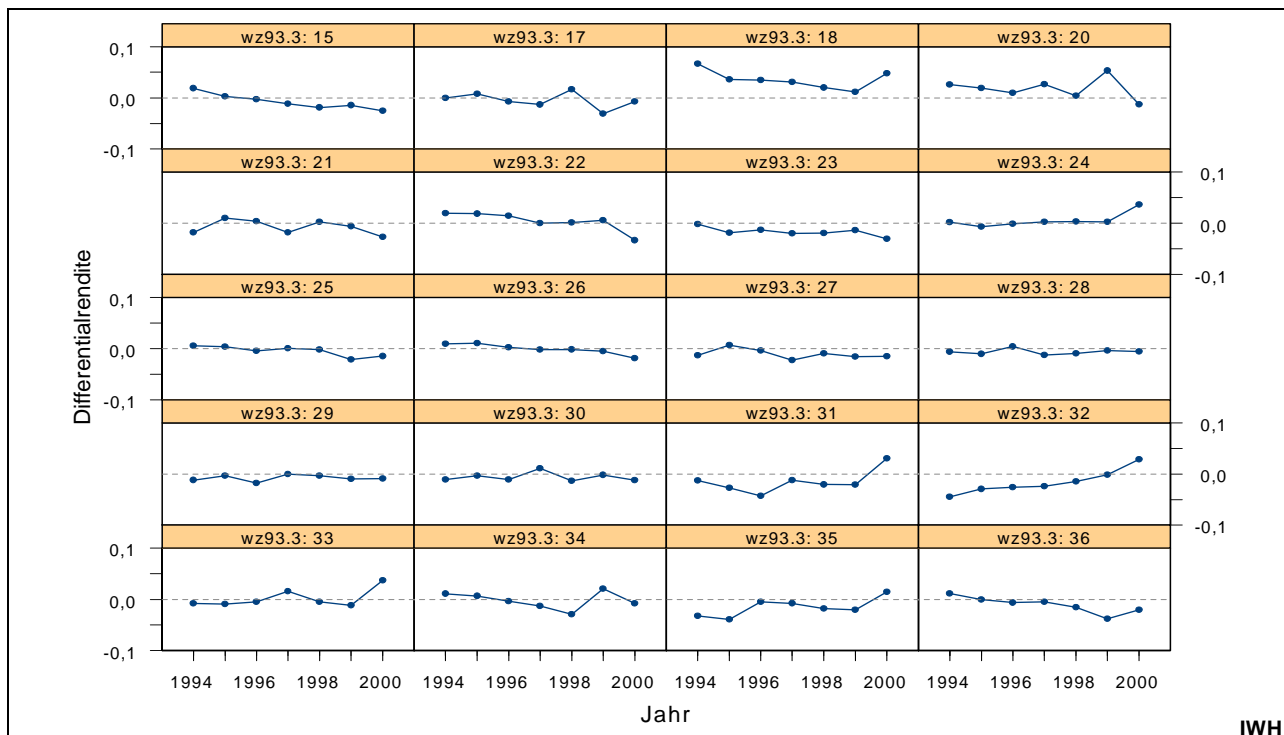
Der vermutete Anpassungsprozeß hin zu einer gemeinsamen dauerhaften Renditekomponente kann mit einem Likelihood-Ratio Test überprüft werden.<sup>16</sup> Dazu wird das nichtlineare Autoregressive (nlinAR) Random Coefficient Modell (siehe Kasten) analysiert. Dabei kennzeichnet  $\pi_{i,t}$  die mittlere Gesamtkapitalrendite der Branche  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ . Für die dauerhafte Renditekomponente  $\pi_i^*$  und die Persistenz  $\lambda_i$ <sup>17</sup> wird jeweils eine Normalverteilung im Panelquerschnitt angenommen. Der Likeli-

<sup>15</sup> Die Branchendifferentialrendite kennzeichnet dabei die Abweichung zum Mittelwert aller Unternehmen.

<sup>16</sup> Zur Anwendung von Hypothesentest in Mixed-Effects Modellen siehe PINHEIRO, J. C.; BATES, D. M.: Mixed-Effects Models in S and S-Plus. Springer-Verlag: New York 2000, pp. 83-93.

<sup>17</sup> Alternativ kann daraus auch direkt die Anpassungsrate/-geschwindigkeit  $\beta_i = 1 - \lambda_i$  oder die Halbwertszeit  $T_{HL} = \ln(0,5) / \ln(\beta)$  berechnet werden. Diese gibt an, in welcher Zeit  $T_{HL}$  sich die Abweichung vom langfristigen Niveau halbiert.

Abbildung 1:  
Branchenrenditen im Zeitverlauf



Anmerkungen: Branchenmittelwert im Zeitverlauf, Branchencode nach WZ93: 15 Ernährungsgewerbe, 17 Textilgewerbe, 18 Bekleidungsindustrie, 20 Holzgewerbe (o. Möbeln), 21 Papiergewerbe, 22 Verlage, Druckerei, Vervielfältigung, 23 Kokerei, Mineralölverarbeitung, 24 Chemie, 25 Gummi- und Kunststoffwaren, 26 Glas, Keramik, Steinen und Erden, 27 Metallherstellung und -bearbeitung, 28 Metallherzeugnissen, 29 Maschinenbau, 30 Büromaschinen, EDV, 31 Geräten der Elektrizitätserzeugung, -verteilung, 32 Rundfunk-, Fernseh- und Nachrichtentwicklung, 33 Medizin-, Meß-, Steuer- und Regelungst., 34 Kraftwagen und -teilen, 35 Fahrzeugbau (o. Kraftwagen), 36 Möbeln, Schmuck.

hood-Ratio Test prüft die Signifikanz der Varianzparameters  $\hat{\sigma}_{\pi}^2$  des langfristigen Renditeniveau  $\pi_i^*$ .

Die Testergebnisse zeigen bei den Branchendifferentialrenditen die Existenz einer gemeinsamen dauerhaften Renditekomponente. Die Branchenmittelwerte nähern sich also im Zeitverlauf einem gemeinsamen Wert an, der jedoch signifikant von null verschieden ist.

Der Branchenmittelwert kann die Dynamik der Unternehmen nur dann sinnvoll abbilden, wenn die Streuung innerhalb und zwischen den Branchen relativ klein ist. Die in Abbildung 2 dargestellten Verteilungen widersprechen dieser Annahme. Die dargestellten Boxplots zeigen innerhalb der Branchen im Zeitverlauf eine mangelnde Trennbarkeit der Verteilungen. Vergleicht man die verschiedenen Branchenverteilungen eines Jahres (Abbildung 3 zeigt diese beispielhaft für 1994 und 1995), so gibt es auch bei diesen sehr große Überschneidungen. Die genutzte Branchendefinition ist damit nur bedingt zur Gruppenbildung (Aggregationsebene) für die Differentialrendite geeignet.

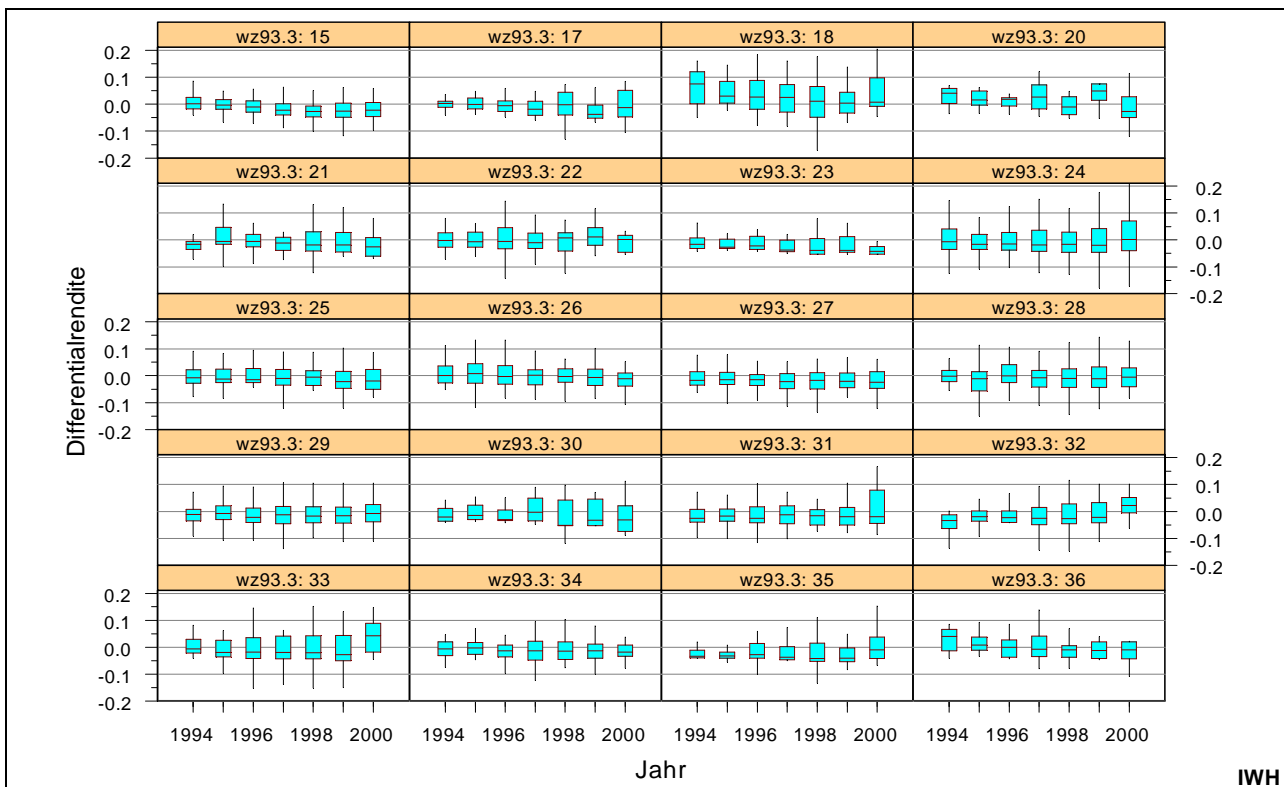
Um Aussagen über die Dynamik auf Unternehmensebene machen zu können, muß daher die Entwicklung der Renditenunterschiede zwischen den Unternehmen genauer untersucht werden. Dies erfolgt in der Analyse auf Unternehmensebene im folgenden Abschnitt.

### Entwicklung der Unternehmensrenditen

Die Auswertungen der Unternehmensdifferentialrenditen verwenden wieder das nichtlineare Autoregressive (nlinAR) Random Coefficient Modell (siehe Kasten). Im Gegensatz zur Auswertung der Branchenrenditen, kennzeichnet  $\pi_{i,t}$  die Gesamtkapitalrendite des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ .<sup>18</sup> Für die dauerhafte Renditekomponente  $\pi_i^*$  und die Persistenz  $\lambda_i$  wird wieder eine Normalverteilung im Panelquerschnitt angenommen.

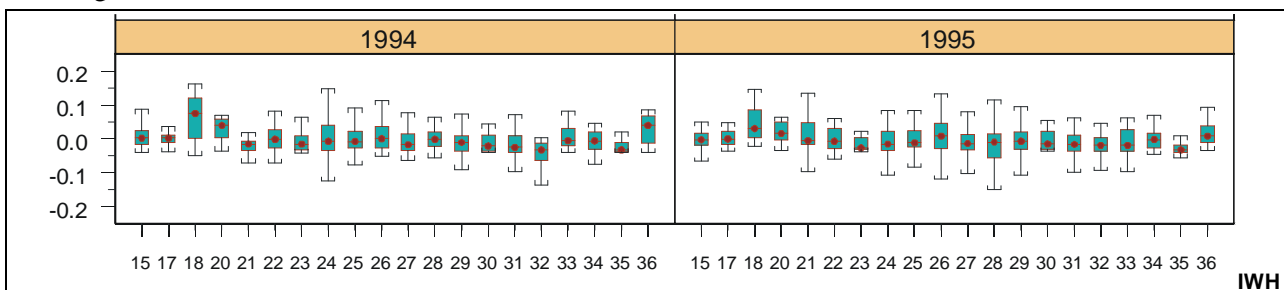
<sup>18</sup> Auch hier wird die Differentialrendite als Abweichung der Gesamtkapitalrendite vom Jahresmittelwert betrachtet. Diese Normierung soll um gesamtwirtschaftliche und konjunkturelle Einflüsse bereinigen.

Abbildung 2:  
Streuung der Differentialrenditen innerhalb der Branchen



Anmerkung: Quantilsboxplot der Differentialrenditen aller Unternehmen der Branche.

Abbildung 3:  
Streuung der Differentialrenditen innerhalb der Branchen für die Jahre 1994 und 1995



Anmerkung: Quantilsboxplot der Differentialrenditen aller Unternehmen der Branche.

Der Likelihood-Ratio Test<sup>19</sup> zeigt, daß es signifikante Variation zwischen den langfristigen Renditenkomponenten gibt. Im Gegensatz zur Analyse der Branchenmittelwerte zeigen sich auf Unternehmensebene Unterschiede im Niveau der langfristigen Renditen.

Für die Verteilung der Persistenz  $\lambda_i$  wird ein Mittelwert  $\hat{\lambda}$  von 0,38 und eine Standardabweichung  $\hat{\sigma}_\lambda^2$  von 0,43 geschätzt.

Die Tabelle enthält die Ergebnisse für den Mittelwert der Persistenz aus bisherigen Studien. Es zeigt sich, daß die mittlere Persistenz am unteren Bereich bisheriger Untersuchungen liegt. Bei Anwendung der bisher üblichen Panelverfahren bei einer solch kurzen Zeitdimension wären die Ergebnisse durch die erwartete Verzerrung des Small Sample Bias und Heterogeneity Bias nicht verwertbar gewesen.<sup>20</sup>

<sup>19</sup> Geprüft wird die Signifikanz des Varianzparameters  $\hat{\sigma}_\pi^2$  des langfristigen Renditeniveaus  $\pi_i^*$ .

<sup>20</sup> Es muß auch bei den bisherigen Untersuchungen eine Verzerrung der Schätzergebnisse durch kleine Stichproben

Tabelle:

Persistenz in bisherigen empirischen Untersuchungen

Autor	Land	Zeitraum	Anzahl Jahre	Anzahl Firmen	Mittelwert $\lambda$
Mueller (1986)	USA	1950 - 1972	23	600	0,490
Geroski und Jaquemin (1988)	UK	1949 - 1977	29	51	0,488
	Frankreich	1965 - 1982	18	55	0,412
	Deutschland	1961 - 1981	21	28	0,410
Schwalbach u. a. (1989)	Deutschland	1961 - 1982	22	299	0,485
Cubbin und Geroski (1990)	UK	1948 - 1977	30	243	0,482
Khemani und Shapiro (1990)	Kanada	1964 - 1982	19	129	0,425
Odagiri und Yamawaki (1990)	Japan	1964 - 1982	19	376	0,485
Schwalbach und Mahmood (1990)	Deutschland	1961 - 1982	22	299	0,392
Schohl (1990)	Deutschland	1961 - 1984	24	283	0,509
Kambhampati (1995)	Indien	1970 - 1985	16	42	0,484
Waring (1996)	USA	1970 - 1989	20	12 986	0,540
Goddard und Wilson (1999)	UK	1972 - 1991	19	335	0,589
Benito (2001)	UK	1975 - 1998	25	2 129	0,497
<b>Untersuchung des IWH</b>	<b>Deutschland</b>	<b>1992 - 2000</b>	<b>4-9</b>	<b>1 153</b>	<b>0,384</b>

Quellen: Goddard, J.; Wilson, J. (1999): The Persistence of Profits: a new empirical interpretation, in: International Journal of Industrial Organization (17), Heft 5, S. 663-687; Waring, G. (1996): Industry Differences in the Persistence of Firm-Specific Returns, in: American Economic Review (86), Heft 5, S. 1253-1265; Benito, A. (2001): 'Oscillate Wildly': asymetrics and persistence in company-level profitability. Bank of England Working Papers; Berechnungen des IWH.

Der Mittelwert von 0,38 zeigt, daß im Mittel 62% der Abweichung vom unternehmensspezifischen langfristigen Niveau innerhalb eines Jahres abgebaut werden.<sup>21</sup> Eine Abweichung kann in diesem Zusammenhang sowohl eine über- wie auch eine unterdurchschnittliche Differentialrendite bedeuten. Die Anpassungsrate variiert jedoch zwischen den einzelnen Unternehmen sehr stark.

Abschließend soll der Zusammenhang zwischen der dauerhaften Renditekomponente und der Persistenz des Anpassungsprozesses untersucht werden. Dazu eignet sich ein Korrelationskoeffizient, der durch eine Modellerweiterung berechnet werden kann. Dieser beträgt -0.158.<sup>22</sup> Damit weisen Unternehmen mit einer überdurchschnittlichen Persi-

stenz eine eher unterdurchschnittliche langfristige unternehmensspezifische Renditekomponente auf. Ein hoher Wettbewerbsdruck führt damit keineswegs zu unter-, sondern vielmehr langfristig zu überdurchschnittlichen Renditen.

Damit konnte anhand der Stichprobe für Deutschland eine signifikante Variation der langfristigen Renditekomponente zwischen den Unternehmen bestätigt werden. Es existieren unterschiedliche dauerhafte Unternehmensgewinne, die nicht im Zeitverlauf durch Wettbewerbskräfte abgebaut werden. Dies spricht auf Unternehmensebene für die Persistence of Profit Hypothese von Mueller<sup>23</sup>. Bei Wahl der modelltheoretisch ungeeigneten Betrachtungsebene (Branchenmittelwerte) sind dauerhafte Renditeunterschiede hingegen abzulehnen.

vermutet werden. Lediglich GODDARD, J.; WILSON, J. (1999) und WARING, G. (1996) korrigieren um den abgeschätzten Small-Sample Bias. Da Waring einen Fixed-Effects Verfahren verwendet, ist dieses Korrekturverfahren jedoch ungeeignet, da keine Korrektur des Heterogeneity Bias erfolgte.

<sup>21</sup> Anpassungsrate = 1 - Persistenz.

<sup>22</sup> Da im Modell für beide Parameter eine Normalverteilung angenommen wird, wird für diese auch eine Varianz geschätzt. Außerdem ist die Spezifikation einer Kovarianzkomponente zwischen beiden Parametern möglich. Aus den beiden Varianzen und der Kovarianz kann dann direkt die Korrelation berechnet werden. Die Korrelation ist signifikant zum Niveau  $p = 0,05$ .

*Olaf.Neubert@iwh-halle.de*

<sup>23</sup> MUELLER, D. C.: Profits in the Long Run. Cambridge University Press: Cambridge 1986. – MUELLER, D. C. (ed.), The Dynamics of Company Profits: An International Comparison. Cambridge University Press: Cambridge 1990.