

**Ökonometrische Untersuchungen  
zur Bedeutung der  
Finanzierungsbedingungen auf einzel-  
und gesamtwirtschaftlicher Ebene**

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades  
eines Doktors der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften  
(Dr. rer. pol.) des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften  
der Universität Hamburg

vorgelegt von

Diplom-Volkswirt Lars Knudsen

Blomesche Wildnis

Hamburg, den 18. November 2002

## Mitglieder der Prüfungskommission

Vorsitzender: Prof. Dr. Pfähler

Erstgutachter: Prof. Dr. Stahlecker

Zweitgutachter: Prof. Dr. Hofmann

Das wissenschaftliche Gespräch fand am 30. Oktober 2002 statt.

## Zusammenfassung der Dissertation

### ”Ökonometrische Untersuchungen zur Bedeutung der Finanzierungsbedingungen auf einzel- und gesamtwirtschaftlicher Ebene”

Im vergangenen Jahrzehnt war zu beobachten, daß ein niedriger Zinssatz nicht wie erwartet zu steigenden gesamtwirtschaftlichen Investitionen führte. Die vorliegende Arbeit analysiert diesen Tatbestand, indem die theoretischen Wirkungskanäle diskutiert und daraus die empirischen Einflußfaktoren abgeleitet werden.

Für die empirischen Analysen werden die Bilanzdaten von 366 deutschen Unternehmen für die Jahre 1992 bis 1996 herangezogen, da in diesem Zeitraum gerade auf gesamtwirtschaftlicher Ebene das beschriebene Problem deutlich zu beobachten war. Es werden Panel-Methoden genutzt, die für verschiedene Unternehmen und Jahre sogenannte ”Fixed” oder ”Random Effects” berücksichtigen. Für diese Verfahren sind zudem Tests bekannt, mit denen die Modelleigenschaften überprüft werden können. Alle Methoden wurden für die empirischen Auswertungen mit Hilfe des ökonometrischen Programmpakets EViews programmiert, um sie den besonderen Anforderungen anzupassen.

Die Datenanalysen zeigen, daß die Schätzungen zwar nicht immer robust gegenüber der ökonometrischen Modellauswahl sind, die Tests jedoch für die ”Fixed Effects”-Modelle sprechen. Bei den kleinen Unternehmen wirken die Finanzierungskennziffern deutlich auf die Investitionen. Die Investitionstätigkeit der deutschen Unternehmen darf demzufolge nicht losgelöst von deren Finanzierungsbedingungen betrachtet werden, da diese stark mit der Größe des Unternehmens variieren und unter Umständen auch geldpolitischen Zielen entgegenwirken können.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>12</b>
1.1	Problemstellung und Ziele der Arbeit . . . . .	12
1.2	Gang der Untersuchung . . . . .	15
<b>2</b>	<b>Finanzierung und Investitionen</b>	<b>16</b>
2.1	Restringierte Finanzmärkte: Ausgewählte Ansätze . . . . .	16
2.1.1	Anpassungskosten und Investitionen . . . . .	17
2.1.2	Konkursrisiko und Finanzierungskosten . . . . .	20
2.1.3	Informationsasymmetrien und Kreditrationierung . . . . .	22
2.2	Diskussion der Investitionsspezifikationen und Determinanten . . . . .	25
2.2.1	Investitionshypothesen bei Finanzierungsrestriktionen . . . . .	25
2.2.2	Empirische Determinanten der Investitionen auf Unternehmensebene . . . . .	27
<b>3</b>	<b>Ökonometrische Methoden und Datenbasis</b>	<b>31</b>
3.1	Schätzen und Testen bei Paneldaten . . . . .	31
3.1.1	Allgemeine Grundlagen und Notation . . . . .	31
3.1.2	Fixed Effects Modelle . . . . .	34
3.1.2.1	Fixed Effects für Firmen und Perioden . . . . .	34
3.1.2.2	Die Schätzung von Fixed Effects Modellen . . . . .	36
3.1.3	Das Random Effects Modell . . . . .	39
3.1.3.1	Random Effects für Firmen und Perioden . . . . .	39
3.1.3.2	Die Schätzung von Random Effects Modellen mit Hilfe der GLS-Methode . . . . .	41
3.1.4	Verfahren zur Überprüfung der Schätzergebnisse . . . . .	43
3.1.4.1	Tests der Fixed Effects Schätzungen . . . . .	44

3.1.4.2	Random Effects Schätzer und die Robustheit der Ergebnisse . . . . .	46
3.1.4.3	F-Tests der Fixed Effects Hypothese . . . . .	47
3.1.4.4	Lagrange Multiplikator Test . . . . .	48
3.1.4.5	Hausman-Test . . . . .	49
3.2	Datenbasis und Spezifikation des ökonometrischen Modells . . . . .	50
3.2.1	Stand der Literatur . . . . .	50
3.2.2	Definitionen und Erläuterungen zu den Variablen . . . . .	52
3.2.3	Spezifische Probleme bei den Untersuchungen . . . . .	55
3.2.3.1	Einschränkungen der Datenbasis . . . . .	56
3.2.3.1.1	Fehlende Werte . . . . .	56
3.2.3.1.2	Ausreißer . . . . .	57
3.2.3.2	Beschränkungen durch die ökonometrische Methodik . . . . .	59
3.2.3.2.1	Die Spezifikation von Lags der exogenen Variablen . . . . .	59
3.2.3.2.2	Die verzögerte endogene Variable als Regressor . . . . .	60
3.2.3.2.3	Klassifikationskriterien für die Untersuchungen . . . . .	61
3.2.4	Schätzmodelle und Hypothesen . . . . .	62
<b>4</b>	<b>Empirische Untersuchungen - Schätzungen, Tests und Interpretation</b>	<b>66</b>
4.1	Aufbau der Analysen . . . . .	66
4.2	Schätzen und Testen der Cash Flow Spezifikation ( $S1$ ) . . . . .	67
4.2.1	Ergebnisse für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	67
4.2.1.1	Beschreibende Analyse und Vergleich mit den Bundesbank-Daten . . . . .	67
4.2.1.2	Schätzergebnisse . . . . .	70
4.2.1.3	Robustheit der Ergebnisse und Spezifikationstests . . . . .	72
4.2.2	Vergleich der Größenklassen . . . . .	75
4.2.2.1	Beschreibende Analysen für die Größenklassen . . . . .	75
4.2.2.2	Schätzungen nach Größenkategorien . . . . .	78
4.2.2.3	Tests in den Größenklassen . . . . .	81
4.2.3	Unterscheidung nach Börsennotierung der Unternehmen . . . . .	86
4.2.3.1	Beschreibende Analysen nach Börsennotierung . . . . .	86

---

4.2.3.2	Schätzungen nach Börsennotierung . . . . .	87
4.2.3.3	Tests in den Börsennotierungsklassen . . . . .	89
4.3	Untersuchungen der erweiterten Spezifikation ( $S_2$ ) . . . . .	92
4.3.1	Gesamtpanel und Berücksichtigung der Börsennotierung . . .	92
4.3.1.1	Schätzungen . . . . .	92
4.3.1.2	Robustheit und Spezifikationstests . . . . .	95
4.3.2	Trennung nach Größenklassen . . . . .	100
4.3.2.1	Schätzergebnisse nach Größengruppen . . . . .	100
4.3.2.2	Spezifikationstests für die Größenklassen . . . . .	105
4.4	Zusammenfassung der Ergebnisse der Paneluntersuchungen . . . . .	108
<b>5</b>	<b>Kritische Betrachtungen und zukünftige Entwicklungsmöglichkeiten</b>	<b>110</b>
	<b>Anhang</b>	<b>115</b>
<b>A</b>	<b>Programme zur Berechnung der Schätzungen und Tests</b>	<b>115</b>
A.1	Bereinigung der Daten um die Mittelwerte . . . . .	115
A.2	Berechnung der Varianzkomponenten . . . . .	116
A.3	Schätzen von Fixed Effects Modellen . . . . .	118
A.4	Programm zur Durchführung der Random Effects Schätzungen . . . .	119
A.5	Spezifikationstests . . . . .	121
<b>B</b>	<b>Ergebnisse der Random Effects Modelle</b>	<b>125</b>
B.1	Random Effects Schätzungen für $S_1$ . . . . .	126
B.2	Random Effects Schätzungen für $S_2$ . . . . .	132
	Literatur . . . . .	138

# Abbildungsverzeichnis

1.1	Veränderung der Investitionen und Zinsen in Deutschland von 1989 bis 1996 . . . . .	13
4.1	Robustheit des unverzögerten Cash Flow Parameters für alle Unternehmen . . . . .	72
4.2	Robustheit des verzögerten Cash Flow Parameters für alle Unternehmen . . . . .	73
4.3	Robustheit des unverzögerten Cash Flow Parameters für die kleinen Unternehmen . . . . .	81
4.4	Robustheit des verzögerten Cash Flow Parameters für die kleinen Unternehmen . . . . .	82
5.1	Veränderung der Investitionen und Zinsdifferenz in Deutschland 1989 bis 1996 . . . . .	113

# Tabellenverzeichnis

3.1	Bezeichnungen und Definitionen der Variablen . . . . .	53
4.1	Beschreibende Statistiken für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	68
4.2	Mittelwerte für die Bundesbankreihen . . . . .	69
4.3	Fixed Effects Schätzungen (S1) für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	71
4.4	Spezifikationstests (S1) für das gesamte Unternehmenspanel	74
4.5	Beschreibende Statistiken für die kleinste Größenklasse . . .	75
4.6	Beschreibende Statistiken für die mittlere Größenklasse . . .	76
4.7	Beschreibende Statistiken für die obere Größenklasse . . . .	77
4.8	Fixed Effects Schätzungen (S1) für die kleinste Größenklasse	78
4.9	Fixed Effects Schätzungen für die mittlere Größenklasse . .	79
4.10	Fixed Effects Schätzungen (S1) für die obere Größenklasse .	80
4.11	Spezifikationstests (S1) für die kleinste Größenklasse . . . . .	83
4.12	Spezifikationstests (S1) für die mittlere Größenklasse . . . .	84
4.13	Spezifikationstests (S1) für die obere Größenklasse . . . . .	85
4.14	Beschreibende Statistiken für nicht börsennotierte Unternehmen . . . . .	86
4.15	Beschreibende Statistiken für börsennotierte Unternehmen .	87
4.16	Schätzungen (S1) für nicht börsennotierte Unternehmen . .	88
4.17	Fixed Effects Schätzungen (S1) für börsennotierte Unternehmen . . . . .	89
4.18	Spezifikationstests (S1) für nicht börsennotierte Unternehmen . . . . .	90
4.19	Spezifikationstests (S1) für börsennotierte Unternehmen . .	91
4.20	Fixed Effects Schätzungen (S2) für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	93



4.21	Fixed Effects Schätzungen (S2) für nicht börsennotierte Unternehmen . . . . .	94
4.22	Fixed Effects Schätzungen (S2) für börsennotierte Unternehmen . . . . .	96
4.23	Spezifikationstests (S2) für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	97
4.24	Spezifikationstests (S2) für nicht börsennotierte Unternehmen . . . . .	98
4.25	Spezifikationstests (S2) für börsennotierte Unternehmen . . . . .	99
4.26	Fixed Effects Schätzungen (S2) für die kleinste Größenklasse . . . . .	101
4.27	Fixed Effects Schätzungen (S2) für die mittlere Größenklasse . . . . .	102
4.28	Fixed Effects Schätzungen (S2) für die obere Größenklasse . . . . .	104
4.29	Konfidenzintervalle der Finanzierungsvariablen . . . . .	105
4.30	Spezifikationstests (S2) für die kleinste Größenklasse . . . . .	106
4.31	Spezifikationstests (S2) für die mittlere Größenklasse . . . . .	107
4.32	Spezifikationstests (S2) für die obere Größenklasse . . . . .	107
5.1	Granger-Kausalitätstests für die Investitionen und Zinsdifferenzen . . . . .	113
B.1	Random Effects Schätzungen (S1) für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	126
B.2	Random Effects Schätzungen (S1) für die kleinste Größenklasse . . . . .	127
B.3	Random Effects Schätzungen (S1) für die mittlere Größenklasse . . . . .	128
B.4	Random Effects Schätzungen (S1) für die obere Größenklasse . . . . .	129
B.5	Random Effects Schätzungen (S1) für nicht börsennotierte Unternehmen . . . . .	130
B.6	Random Effects Schätzungen (S1) für börsennotierte Unternehmen . . . . .	131
B.7	Random Effects Schätzungen (S2) für das gesamte Unternehmenspanel . . . . .	132
B.8	Random Effects Schätzungen (S2) für die kleinste Größenklasse . . . . .	133
B.9	Random Effects Schätzungen (S2) für die mittlere Größenklasse . . . . .	134

---

B.10 Random Effects Schätzungen (S2) für die obere Größenklasse . . . . .	135
B.11 Random Effects Schätzungen (S2) für nicht börsennotierte Unternehmen . . . . .	136
B.12 Random Effects Schätzungen (S2) für börsennotierte Unternehmen . . . . .	137

# Symbolverzeichnis

$a, c, d$	Skalare
$\mathbf{A}, \mathbf{B}, \mathbf{F}$	Parametermatrizen
$x_t$	Datenskalar
$\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\zeta}_t$	Datenvektoren
$\mathbf{X}$	Datenmatrix
$L$	Lagoperator
$m$	Laglänge im VAR-Modell
$\Delta$	Differenzenoperator
$I$	Investitionen
$S$	Ersparnis
$E(\cdot)$	Erwartungswertoperator
$q$	Tobins $q$ , Quotient aus dem Wert einer Anlage und dem Wiederbeschaffungswert
$u, e, v, \varepsilon$	Störgrößen
$\alpha, \beta, \nu$	Parameter
$i, j, t$	Iterationsindices
$y$	endogene Variable
$\mu, \lambda$	individuelle und zeitliche Mittelwerte
$\mathbf{D}$	Dummymatrix
$\mathbf{1}$	Einservektor
$\mathbf{0}$	Nullenvektor
$\mathbf{I}$	Einheitsmatrix
$\boldsymbol{\Omega}, \boldsymbol{\Sigma}$	Varianz-Kovarianzmatrizen
$\sigma^2$	Varianz
$\theta$	Varianzkomponentenfaktoren

# Kapitel 1

## Einleitung

### 1.1 Problemstellung und Ziele der Arbeit

Seit Beginn der 90'er Jahre wird auch in Deutschland verstärkt diskutiert, welche realen Auswirkungen die finanzwirtschaftlichen Rahmenbedingungen einer Volkswirtschaft haben. Im Mittelpunkt stehen angesichts der dauerhaft hohen Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland die Wirkungen auf die Beschäftigung, aber auch die Effekte auf den Konjunkturverlauf und die Produktion werden analysiert.<sup>1</sup> In diesem Zusammenhang sind die Investitionen der Unternehmen in neue Produktionsanlagen von besonderer Bedeutung, wie z.B. bei GRÖSSL, STAHLCKER, WOHLERS (1999) , GRÖSSL, STAHLCKER, WOHLERS (2001) oder BÖHM, FUNKE, SIEGFRIED (1999) .

Betrachtet man die gesamtwirtschaftlichen Investitionen, ist für die vergangenen Jahre eine problematische Konstellation zu erkennen: Zwar sank das Zinsniveau auf einen historischen Tiefststand, dennoch reagierten die Investitionen darauf nicht in dem erwarteten und gewünschten Umfang.

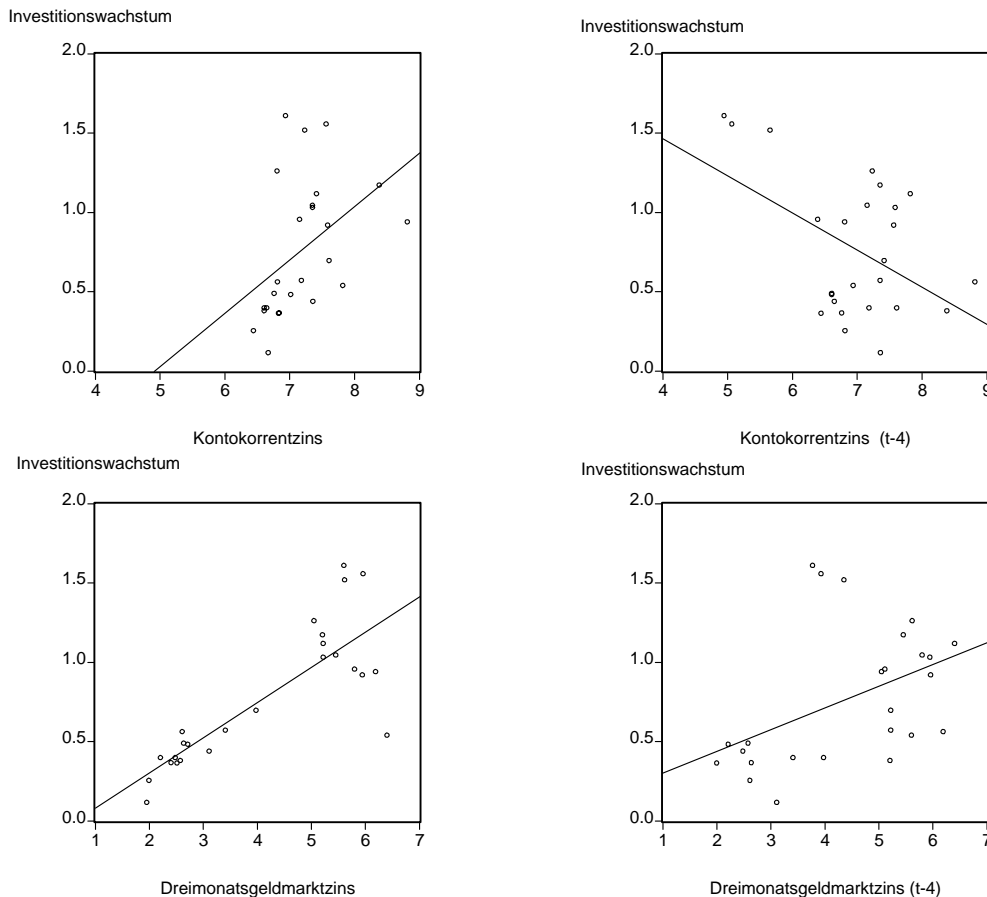
Dies wird beispielhaft anhand des Streudiagramms für verschiedene Zinssätze und der Veränderungsrate der Investitionen für den Zeitraum vom ersten Quartal 1989 bis zum ersten Quartal 1996 in der Abbildung 1.1 deutlich: Auf den Y-Achsen ist die Quartalswachstumsrate der Investitionen abgetragen, während auf der X-Achse die jeweils betrachtete Zinsgröße erscheint.<sup>2</sup> Als Zinssätze werden der Zins für Kontokorrentkredit zwischen fünf und 15 Millionen DM sowie der Dreimonatsgeldmarktsatz herangezogen. Die Darstellung erfolgt für den gleichperiodigen

---

<sup>1</sup>Beispiele hierfür sind ARNOLD (1998), WINKER (1999) oder FEHN (1998).

<sup>2</sup>Die Reihen stammen vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung und der Deutschen Bundesbank.

Abbildung 1.1: **Veränderung der Investitionen und Zinsen in Deutschland von 1989 bis 1996**



wie für den um vier Quartale verzögerten Zins. Lediglich für den Kontokorrentsatz mit einem Lag von vier Perioden ist der erwartete negative Zusammenhang zu beobachten.

Dieser erste Eindruck ersetzt nicht die umfassende Untersuchung der Determinanten der gesamtwirtschaftlichen Investitionen, jedoch ist für den genannten Zeitraum ein empirisches Faktum festzuhalten: Trotz niedriger Zinsen stiegen die privaten Investitionen nur langsam; der einfache Zusammenhang, niedrige Zinsen erhöhen das Investitionswachstum, gilt somit nicht ohne Einschränkungen: Es müssen andere Gründe vorliegen, die diese empirische Beobachtung erklären.

Nach dem MODIGLIANI-MILLER-Theorem hat die Finanzierungsstruktur, also der Grad der Fremdverschuldung eines Unternehmens, keine Wirkungen auf des-

sen Investitionstätigkeit.<sup>3</sup> Dabei wird ein vollkommener Kapitalmarkt unterstellt, der unter anderem frei von Transaktionskosten und Informationsdefiziten ist.<sup>4</sup> In einigen theoretischen Modellen wurde inzwischen gezeigt, daß bei einem imperfekten Markt für Kapital die Investitionen abhängig von den Rahmenbedingungen der Finanzierung eines Unternehmens sind. Mögliche Ursachen sind z.B. Transaktionskosten oder unvollständige Informationen auf den Finanzierungsmärkten: Das MODIGLIANI-MILLER-Theorem gilt in diesen Fällen nicht mehr.<sup>5</sup>

Auf dieser Basis soll folgende Fragestellung untersucht werden: Ist die Hypothese haltbar, finanzielle Einschränkungen der Firmen seien für die niedrige Investitionstätigkeit in den deutschen Unternehmen verantwortlich, oder kann sie anhand geeigneter Tests widerlegt werden? Um diese Frage zu beantworten, sind eine Reihe vorstehender Probleme zu lösen, die kurz dargestellt werden.

Zunächst wird erläutert, wie finanzwirtschaftliche Restriktionen auf mikroökonomischer Ebene wirken können. Dazu ist es notwendig, einen Überblick über die theoretischen Ansätze zu erlangen, die das Zusammenspiel zwischen den finanziellen Einschränkungen und den unternehmerischen Investitionen beschreiben. Zu diesem Zweck werden verschiedene theoretische Ansätze, die Abhängigkeiten realwirtschaftlicher und finanzwirtschaftlicher Größen darstellen, zusammengefaßt und kurz diskutiert.

Für die empirischen Untersuchungen auf der Unternehmensebene ist es zudem unerlässlich, zu klären, welche mikroökonomischen Determinanten der Investitionen aus der vorhandenen Literatur für die weiteren Analysen herangezogen werden können. Letztendlich ist auch zu prüfen, ob die Finanzrestriktions-Hypothese anhand kombinierter Querschnitts- und Zeitreihendaten aus den Bilanzen deutscher Unternehmen getestet werden kann. Erst die Beantwortung dieser Fragen erlaubt, die Relevanz der Finanzierungsbedingungen für die Investitionstätigkeit in der Bundesrepublik Deutschland abschließend zu beurteilen.

---

<sup>3</sup>Siehe MODIGLIANI, MILLER (1958).

<sup>4</sup>Auch die übrigen Voraussetzungen für einen vollkommenen Markt wie z.B. die Homogenität der Güter und eine unendliche Anpassungsgeschwindigkeit müssen erfüllt sein, werden jedoch in dieser Arbeit nicht behandelt.

<sup>5</sup>GREENWALD, STIGLITZ, WEISS (1984), GREENWALD, STIGLITZ (1986), GREENWALD, STIGLITZ (1987) und GREENWALD, STIGLITZ (1990) beschäftigen sich insbesondere mit Informationsdefiziten auf den Kapitalmärkten. Transaktionskosten in Form eines Anpassungsaufwands behandeln SUMMERS (1981) und POTERBA, SUMMERS (1983).

## 1.2 Gang der Untersuchung

Wie können Restriktionen des Kapitalmarktes auf einzelwirtschaftlicher Ebene berücksichtigt werden? Diese zentrale Frage wird im zweiten Kapitel untersucht. Dabei werden insbesondere Anpassungskosten bei der Finanzierung von Investitionen, das Konkursrisiko eines Unternehmens sowie Informationsasymmetrien zwischen Kapitalgeber und -nehmer berücksichtigt. In diesem Abschnitt wird auf Modelle aus der Literatur der vergangenen Jahre zurückgegriffen. Auf die formale Darstellung wird aus diesem Grund verzichtet. Die Ausführungen geben einen Überblick, der anschließend genutzt wird, um die empirischen Determinanten der Unternehmensinvestitionen einzugrenzen.

In dem darauffolgenden Kapitel werden die Schätz- und Testverfahren beschrieben, die für die ökonometrischen Untersuchungen herangezogen werden. Hier beschränken wir uns auf Verfahren, die geeignet sind, kombinierte Zeitreihen- und Querschnittsdatensätze zu untersuchen, da diese für den verfügbaren Datensatz relevant sind. Weitere Besonderheiten und Probleme, die bei sogenannten *Panel-Analysen* zu beachten sind, werden in einem Unterabschnitt dieses Kapitels dargestellt.

Im vierten Abschnitt werden die empirischen Ergebnisse vorgestellt: Die Schätz- und Testresultate werden erläutert und im Rahmen unserer Fragestellung interpretiert. Das fünfte Kapitel faßt noch einmal die wesentlichen Erkenntnisse und Kritikpunkte der vorliegenden Untersuchung zusammen und schließt mit einem Ausblick auf zukünftige Aufgabenstellungen, insbesondere zu den gesamtwirtschaftlichen Indikatoreigenschaften finanzwirtschaftlicher Kennzahlen.

# Kapitel 2

## Finanzierung und Investitionen

### 2.1 Restringierte Finanzmärkte: Ausgewählte Ansätze

In vielen makroökonomischen Modellen spielen die Investitionen eine Schlüsselrolle: Zum einen wirken sie auf der Nachfrageseite, da niedrigere Investitionen die gesamtwirtschaftliche Nachfrage verringern. Andererseits bestimmen sie die Angebotskapazitäten der Unternehmen und somit die Lage des gesamtwirtschaftlichen Angebots-Nachfrage-Gleichgewichts.<sup>1</sup> In diesem Themenkomplex gibt es zahlreiche Arbeiten, die die Determinanten der Investitionen und deren gesamtwirtschaftliche Folgen analysieren.<sup>2</sup> Für die spätere empirische Untersuchung auf mikroökonomischer Ebene ist es jedoch wichtig, die Einflußgrößen auf die einzelwirtschaftlichen Unternehmensinvestitionen zu isolieren: Aus diesem Grund werden im folgenden verschiedene mikroökonomische Ansätze erläutert.

Zum einen wird die sogenannte *Q*-Theorie<sup>3</sup> dargestellt, nach deren Aussage der optimale Kapitalstock erst mit Verzögerung erreicht wird, da Anpassungskosten auf dem Kapitalmarkt existieren; zum anderen werden Risikokosten modelliert, die eine höhere Zinsbelastung bankrottgefährdeter Unternehmen begründen. Daneben wird ein Kreditrationierungsansatz vorgestellt, der von einer asymmetrischen Informationsverteilung bei der Finanzierung von Investitionsprojekten zwischen Kapitalnehmer und -geber ausgeht.

---

<sup>1</sup>Siehe hierzu z.B. WESTPHAL (1994), S. 90 f und S. 383 ff.

<sup>2</sup>In modifizierten Ansätzen zeigen z.B. GREENWALD, STIGLITZ (1993), wie sich das einzelwirtschaftliche Konkursrisiko der Unternehmen makroökonomisch auswirken kann, oder BERNANKE, BLINDER (1988), welche Einflüsse die Kreditvergabe gesamtwirtschaftlich haben kann.

<sup>3</sup>Diese geht auf TOBIN (1968) zurück.



Alle Modelle können der sogenannten Informationsökonomik zugeordnet werden, die zwei Ansätze umfaßt: Zum einen werden unvollständige Informationen und deren Wirkungen im Entscheidungsprozeß analysiert. D.h. den Wirtschaftssubjekten sind nicht alle relevanten Daten verfügbar und es entstehen Transaktionskosten bei der Informationsbeschaffung. Die Modelle, die in den Abschnitten 2.1.1 und 2.2.2 vorgestellt werden, können dieser Kategorie zugeordnet werden. Dort sind zukünftigen Anpassungskosten bzw. die Preise der hergestellten Güter den Unternehmen unbekannt, und es existieren lediglich Verteilungsannahmen über diese Größen. Auf der anderen Seite untersucht die Informationsökonomik Ansätze, bei denen die Entscheidungsdaten unvollständig und zudem asymmetrisch verteilt sind: Der Kreditrationierungsansatz wird dieser Klasse zugerechnet, da Unternehmen und Kapitalgeber über unterschiedliche Informationen verfügen.

Die folgenden theoretischen Ansätze geben keine vollständige Literaturübersicht zu den einzelwirtschaftlichen Investitionsmodellen: Vielmehr werden verschiedene mikroökonomische Ansätze erläutert, um wesentliche Aspekte für die ökonomischen Untersuchungen der Investitionsdeterminanten herauszustellen. Zudem wird darauf verzichtet, die Modelle ausführlich mathematisch darzustellen, da der Schwerpunkt dieser Arbeit auf den empirischen Analysen liegt. Um die formalen Modelle nachzuvollziehen, sei auf die jeweils angegebene Literatur verwiesen.

### 2.1.1 Anpassungskosten und Investitionen

TOBIN (1968) begründete einen Ansatz, der noch heute häufig herangezogen wird, um das einzelwirtschaftliche Investitionsvolumen zu erklären. Wie sich die Investitionen entwickeln, wenn der Kapitalstock nicht kostenlos an das betriebswirtschaftliche Optimum angepaßt werden kann, steht dabei im Mittelpunkt der Betrachtungen.

Für ein Unternehmen, das seine Investitionen je nach Rendite- und Zinsbedingungen anpassen möchte, sind eine Vielzahl von Kostenfaktoren denkbar, die als Transaktionskosten im Wirtschaftsprozeß auftreten.<sup>4</sup> So sind Informationskosten sowohl des Kreditgebers als auch des Kreditnehmers zu tragen; Anbahnungs-, Verhandlungs- und Vertragsaufwendungen sind in der Kostenbewertung eines Projekts zu berücksichtigen, bevor die Finanzierung als eigentliche Dienstleistung erworben werden kann.

---

<sup>4</sup>Unter den Transaktionskosten werden alle Kosten zusammengefaßt, die zwar mit dem vereinbarten Leistungsaustausch verbunden sind, jedoch nicht in den reinen Produktionskosten, wie z.B. Material- und Arbeitsaufwand, enthalten sind. Im allgemeinen werden darunter sogenannte *Abstimmungskosten* erfaßt, vgl. dazu z.B. SCHUMANN (1991), S. 392 ff.

Wie wirken sich diese Anpassungskosten aus, wenn ein Unternehmen ein Investitionsprojekt plant und durchführt? Mit dieser Frage beschäftigen sich eine Reihe von Aufsätzen, von denen die Arbeiten von HAYASHI (1982) und POTERBA, SUMMERS (1983) näher betrachtet werden.

Beide Autoren gehen davon aus, daß das repräsentative Unternehmen eine Anpassungskostenfunktion berücksichtigt, die von den Investitionen, dem Kapitalstock und einem stochastischem Faktor abhängig ist. Ferner sind die Anpassungskosten konvex in den Investitionen und im Kapitalstock. Alle oben angedeuteten Arten von Transaktionskosten werden somit in einer Funktion zusammengefaßt.

Das optimale Investitionsvolumen wird dann unter den üblichen Annahmen bestimmt: Zielgröße ist der Gegenwartswert des Unternehmens, der maximiert wird. Dazu werden die Netto-Einnahmen aus den Umsätzen abzüglich der Produktionskosten sowie der Investitionsausgaben herangezogen.<sup>5</sup> Die Umsätze werden aus dem Preis des Gutes und der dazugehörigen Produktionsfunktion berechnet. Neben den Investitionen beeinflußt in der Kapitalbildungsgleichung zusätzlich der Abnutzungsgrad die zeitliche Entwicklung des Kapitalstocks.

Um das Maximierungsproblem zu lösen, werden Verfahren der dynamische Optimierung herangezogen.<sup>6</sup> Verschiedene Lösungswege können z.B. bei HAYASHI (1982), S. 216 ff. oder POTERBA, SUMMERS (1983), S. 141 ff. nachvollzogen werden.

Die skizzierten Ansätze und die Lösungsverfahren können im einzelnen diskutiert und kritisiert werden. Für die Zwecke dieser Arbeit sollen jedoch die wesentlichen Erkenntnisse aus den Anpassungskostenmodellen isoliert werden, um sie für die empirischen Untersuchungen nutzbar zu machen, sofern dies möglich ist.

In Analogie zu TOBIN (1968) ergibt sich, daß der Quotient  $q$  aus dem marginalen *Schattenpreis* der Investition und den tatsächlich anfallenden Kosten Investitionsverhalten eines Unternehmen bestimmt. Der sogenannten *Schattenpreis*<sup>7</sup> spiegelt dabei den Ertragswert wider, den das jeweilige Projekt für das Unternehmen hat. Bei POTERBA, SUMMERS (1983) wird dieser Wert durch den Hamiltonkoeffizienten vor der Nebenbedingung der Kapitalbildungsgleichung bestimmt. Bereits TOBIN (1968) zeigte: Ist der interne Schattenpreis höher als die Kosten eines Investitionsprojekts, steigt folglich der Quotient  $q$  über eins, so ist es aus betriebswirtschaftlicher Sicht sinnvoll, die Grenzinvestitionen durchzuführen.

---

<sup>5</sup>Wie weitere Faktoren, z.B. verschiedene Steuerarten, integriert werden können, zeigt z.B. HAYASHI (1982), S. 215 f.

<sup>6</sup>POTERBA, SUMMERS (1983) verwenden z.B. auf S. 144 die Hamilton-Funktion.

<sup>7</sup>Siehe POTERBA, SUMMERS (1983), S. 145 oder HAYASHI (1982), S. 217.

Entscheidend an dem Anpassungskostenansatz und insbesondere an den erwähnten Modellen ist, daß verschiedene Determinanten für die Höhe des Quotienten  $q$  identifiziert werden können: Z.B. beeinflussen bei entsprechender Modellformulierung sowohl die gegenwärtigen als auch die zukünftig erwarteten Steuersätze die Entwicklung des  $q$ -Wertes.<sup>8</sup>

Auch die Anpassungskosten der Investitionen wirken auf den  $q$ -Quotienten und darüber hinaus auf die Investitionen: Ist die erste Ableitung der Anpassungskostenfunktion nach den Investitionen positiv, so sinkt mit zunehmenden Transaktionskosten des Projekts der Wert  $q$  und die Investitionstätigkeit des Unternehmens nimmt ab. In diesen Modellen können Investitionen und die entsprechenden Finanzierungsbedingungen für das Unternehmen folglich nicht mehr isoliert betrachtet werden, insbesondere, wenn der Ansatz empirisch überprüft werden soll.

Bei der empirischen Analyse des Zusammenhangs tritt jedoch ein weiteres Problem auf: Sowohl dem Unternehmer als auch dem Wirtschaftsforscher ist der Wert  $q$  zu verschiedenen Zeitpunkten unbekannt und auch die vorhandenen Daten über den gegenwärtigen Unternehmenswert sind meist unsicher, wie dies z.B. bei Aktienkursen der Fall ist.

Deshalb ist der Sinn des oben beschriebenen Zusammenhangs weniger in der formalen Darstellung zu sehen als in der Beschreibung einer grundsätzlichen Beziehung: Investitionen werden getätigt, wenn die erwarteten abgezinsten Überschüsse die entsprechenden Kosten übertreffen. Welche Variablen zur Beurteilung dieser Größen insbesondere bei kleinen und mittleren Unternehmen herangezogen werden, ist Gegenstand der späteren empirischen Analysen.

Neben diesen seit längerem bekannten Modellen von Kapitalmarktunvollkommenheiten existieren Ansätze, die keinen direkten Effekt auf die Investitionen unterstellen, sondern die indirekt über die Finanzierungsseite wirken. Diese können in Finanzierungskosten- und Kreditrationierungsansätze unterteilt werden. Zunächst wird ein Modell nach GRÖSSL, STAHLCKER (1998a) vorgestellt, das höhere Kosten der Kreditfinanzierung für Unternehmen begründet, die einem Konkursrisiko und somit höheren Transaktionskosten unterliegen. Anschließend wird kurz auf Rationierungsmodelle eingegangen, die auf Informationsmängeln basieren.

---

<sup>8</sup>siehe z.B. HAYASHI (1982), S. 217.

### 2.1.2 Konkursrisiko und Finanzierungskosten

Ausgangspunkt ist ein repräsentatives Unternehmen, das ein Gut in der Menge  $Y$  herstellt. Die Produktionsfunktion ist bezüglich des variablen Faktors Arbeit streng konkav, zudem sind Investitionen in den Kapitalstock notwendig, die vollständig im Produktionsprozeß abnutzen.<sup>9</sup>

Auf dem Arbeitsmarkt herrscht vollkommene Konkurrenz und unter diesen Bedingungen bildet sich der nominelle Lohnsatz. Durch Division der Preise erhält man den Reallohnsatz, jedoch folgt auf dem Gütermarkt das Warenangebot der Produktion um eine Periode verzögert: Somit ist der in  $t + 1$  zu erzielende Preis bei der Produktion nicht bekannt. Über den Preis in  $t + 1$  existieren in dem Unternehmen Erwartungen, die mit einer gewissen Unsicherheit behaftet sind: Der Preis wird als eine stetige Zufallsvariable mit Dichte- und Verteilungsfunktion betrachtet.

Daraus ergeben sich zwei Konsequenzen: Zum einen müssen die Produktionskosten in  $t$  vollumfänglich vorfinanziert werden. Dies ist nur durch Eigenmittel aus dem laufenden Cash Flow des Unternehmens oder durch Kredite möglich. Zum anderen agieren die Produzenten als Preisanpasser, um die produzierte Menge  $Y$  in  $(t + 1)$  vollständig abzusetzen.

Für die Dichtefunktion des Preises wird angenommen, daß nur Realisationen zwischen null und dem maximal erreichbaren Preis  $p^{\max}$  existieren. In  $t$  aufgenommene Kredite müssen in  $t + 1$  vollständig getilgt werden. Zusätzlich sind Zinszahlungen auf die Kredite zu leisten. Die Kreditgeber verhalten sich risikoneutral, d.h. bei gleicher erwarteter Rendite sind sie zwischen zwei Anlagen indifferent, auch wenn eine dieser Anlagen eine höhere Streuung in der Rendite aufweist.<sup>10</sup>

Beide Vertragspartner verfügen über identische Informationen. Für vergebene Kredite besteht wegen der Preisunsicherheit ein Ausfallrisiko, und der Kreditgeber versucht, eine nominelle Ertragsrate zu realisieren, die über der nominellen Ertragsrate einer risikolosen Anlage liegt. Annahmegemäß hat das Unternehmen nicht die Möglichkeit, sich auf anderen Finanzmärkten, z.B. für Wertpapiere, zu refinanzieren. Auch hier sind Kredite und Wertpapiere keine Finanzierungssubstitute.

Das Kreditausfallrisiko entsteht, weil bei einem zu niedrigen Cash Flow die Kredite nicht vollständig zurückgezahlt werden können. Dies ist der Fall, wenn der realisierte Preis unter einem bestimmten kritischen Niveau bleibt. Das kritische

---

<sup>9</sup>Zu den Modellannahmen vergleiche GRÖSSL, STAHLCKER (1998b), S. 270 f. und GREENWALD, STIGLITZ (1993), S. 84 ff.

<sup>10</sup>Dies kann so interpretiert werden, daß die Nutzen der möglichen höheren Erträge die Kosten der eventuell niedrigeren ausgleichen. Positives und negatives „Risiko“ werden gleich bewertet.

Preisniveau ist neben dem nominalen Zinssatz und der Kreditsumme von der Produktionsmenge abhängig.<sup>11</sup>

Das Konkursrisiko ist demzufolge gleich der Wahrscheinlichkeit, daß der Preis unter der kritischen Grenze bleibt. Auch wenn die Ausfallgrenze unterschritten wird, werden die Kredite teilweise zurückgezahlt. Für den Kreditgeber sind die Einnahmen aus dem Kredit deshalb abschnittsweise definiert: Liegt der Preis über dem kritischen Niveau, so wird der Kredit plus Zinsforderungen vollständig zurückgezahlt; liegt er darunter, so ist die Rendite von der Differenz aus realisiertem Cash Flow und Kreditsumme abhängig.

Der Kreditgeber erwartet für den Kredit eine Rendite, die der einer vergleichbaren risikolosen Anlage entspricht: Die erwartete Nominalrendite des Kredites ergibt sich aus dem Zins einer risikolosen Anlage, der mit den Preiserwartungen gewichtet wird.<sup>12</sup>

GRÖSSL, HAUENSCHILD, STAHLCKER (2000) zeigen, daß aus dem Konkursrisiko des Unternehmens ein höherer Kreditzins folgt: Dem Zinssatz einer vergleichbaren risikolosen Anlage wird eine Risikoprämie<sup>13</sup> aufgeschlagen, die von der Wahrscheinlichkeit des Kreditausfalls abhängt. Dies wirkt sich unmittelbar auf die Produktionsentscheidung<sup>14</sup> des Unternehmens aus, da das Unternehmen höhere Zinszahlungen zu leisten hat und somit von einem niedrigeren Cash Flow ausgehen muß.

Auch hier gilt: Aus dem theoretische Modell kann nicht unmittelbar auf eine empirische Spezifikation geschlossen werden, da für die genaue Spezifikation zahlreiche Annahmen erfüllt sein müssen, die bei der Schätzung nicht mehr getestet werden können. Für die Empirie ist der Zusammenhang zwischen Finanzierung und Konkursrisiko einerseits und den Investitionen sowie der Produktion auf der anderen Seite relevant.

---

<sup>11</sup>Siehe GRÖSSL, HAUENSCHILD, STAHLCKER (2000), S. 3.

<sup>12</sup>Siehe z.B. GRÖSSL, HAUENSCHILD, STAHLCKER (2000), S. 4.

<sup>13</sup>Die Prämie entsteht nicht aufgrund der Streuung des Kreditertrages, sondern wegen des niedrigeren Erwartungswertes. Hier greift die Annahme der Risikoneutralität der Kreditgeber. Die dahinterstehende Risikofunktion wurde von GREENWALD, STIGLITZ (1993) eingeführt.

<sup>14</sup>Warum das Konkursrisiko bei der Produktionsentscheidung berücksichtigt wird, diskutieren GRÖSSL, STAHLCKER (1998b) , S. 276 ausführlich.

### 2.1.3 Informationsasymmetrien und Kreditrationierung

Neben den Transaktionskosten-Modellen untersuchen viele Autoren die Wirkungen von Informationsasymmetrien bei der Finanzierung von Investitionsprojekten. Im folgenden wird der Ansatz nach STIGLITZ, WEISS (1981) vorgestellt, der häufig in der Literatur diskutiert wird.<sup>15</sup>

Bei diesem Modell wird von einer Anzahl an Unternehmen ausgegangen, die in der ersten Periode je ein Investitionsprojekt mit einer unteilbaren Anfangsausstattung zur Verfügung haben. Die Eigenmittel der Firmen reichen nicht aus, um das benötigte Investitionskapital aufzubringen. Zur Finanzierung stehen ihnen die Banken gegenüber, die aus ihren Mitteln zu einem festen Zinssatz Fremdkapital bereitstellen. Kreditgeber und -nehmer sind risikoneutral und bewerten die jeweiligen Projekte anhand des erwarteten Ertrags.<sup>16</sup>

Ein Investitionsprojekt wird durch eine Verteilungsfunktion des Ertrages in der zweiten Periode mit einem Erwartungswert und der dazugehörigen Varianz eindeutig beschrieben. Den Unternehmen sind die jeweiligen Parameter ihres Projektes bekannt: Die Informationen sind ungleich verteilt, da die Banken nicht über dieses Wissen verfügen.

Scheitert ein Unternehmen mit seinem Investitionsprojekt, so erzielt er keine ausreichenden Einnahmen, um den Kredit zuzüglich der Zinsen in der zweiten Periode vollständig zurückzuzahlen; andernfalls erwirtschaftet die Firma einen Überschuß. Die Einnahmen der Bank entsprechen den vereinbarten Zinsen zuzüglich der Kreditsumme oder im Mißerfolgsfall den realisierten Umsätzen aus dem Investitionsprojekt. Die Unternehmen und die Kreditgeber haben Erwartungen über ihre jeweiligen Einnahmen in der zweiten Periode: Entscheidend ist der Einfluß des Konkursrisikos auf die Erwartungswerte.

Im Bankrottfall ist der erwartete Überschuß für die Kreditnehmer null, da die Einnahmen kleiner sind als die Rückzahlungsforderungen der Bank. Gleichzeitig ist bei Unternehmen mit höheren Ertragserwartungen von höheren Konkursrisiken auszugehen<sup>17</sup>. Die Banken können jedoch im Erfolgsfall lediglich mit den vereinbarten Zinszahlungen sowie die Rückzahlung der Kreditsumme als Einnahmen rechnen:

---

<sup>15</sup>Siehe z.B. BLANCHARD, QUAH (1989) oder WINKER (1993), S.7 ff. Einen Überblick über weitere Modelle mit Informationsasymmetrien gibt z.B. BENASSI, CHIRCO, COLOMBO (1994), S. 127 ff.

<sup>16</sup>Zu den Annahmen siehe STIGLITZ, WEISS (1981), S. 395 ff., BENASSI, CHIRCO, COLOMBO (1994), S. 136 ff. oder WINKER (1993), S. 5 ff.

<sup>17</sup>Siehe hierzu WINKER (1993), S. 6.

Für sie sinken die erwarteten Erträgen bei steigendem Konkursrisiko.

Jedes Unternehmen bestimmt für sich einen maximalen Kreditzinssatz und dadurch implizit ein kritisches Risikoniveau, ab dem gerade noch investiert und Fremdkapital nachgefragt wird. Investitionen, deren Risiko unter dem kritischen Wert liegt, werden nicht durchgeführt. Erhöhen die Kapitalgeber den Kreditzins am Kapitalmarkt steigt auch das durchschnittliche kritische Risikomaß über alle Unternehmen, da höhere Ertragserwartungen nötig sind, um die gestiegenen Finanzierungskosten zu decken.

Erfolgt die Räumung des Kapitalmarktes über den Zinssatz, so werden bei steigenden Zinsen gerade solche Unternehmen bereit sein, die gestiegenen Kosten zu tragen, die über höhere erwartete Erträge verfügen. Diese besitzen jedoch eine niedrigere Erfolgswahrscheinlichkeit: Die Unternehmen hingegen, die unter einem niedrigeren Ausfallrisiko stehen, können gleichzeitig nur geringere Erträge im Erfolgsfall vorweisen. Dieses Ergebnis entsteht, weil jede mißlungene Investition aus Unternehmenssicht identisch bewertet wird.<sup>18</sup> In diesem Fall kommt es zu einer sogenannten *adversen Selektion*, da gerade risikoreiche Projekte durchgeführt werden und die Ertragserwartungen der Banken sinken.

Da die Kreditgeber für alle Kontrakte den gleichen Zins erhalten, unabhängig vom Ausfallrisiko des jeweiligen Projektes, nimmt der Anteil der Kreditausfälle zu. Aus Sicht eines Kreditgebers ist die durchschnittliche Ertragsfunktion über alle Kredite nicht monoton bezüglich des Zinssatzes.<sup>19</sup> Über einem bestimmten Kreditzins sind die zu erwartenden Verluste durch die Kreditausfälle größer als die gestiegenen Zinseinnahmen.

Da die Bank ihre erwarteten Erträge über alle Kredite maximiert, legt sie gerade diesen einheitlichen Zins fest; dieser räumt im allgemeinen nicht den Markt und es kommt zu einer *Überschußnachfrage* nach Krediten: Das Finanzierungskapital wird durch die Kreditgeber beschränkt und es kann zu einer *Teiltrationierung* aller Kreditnehmer oder einer *Vollrationierung* einzelner kommen.<sup>20</sup>

Nach einer Variation des dargestellten Ansatzes<sup>21</sup> wird die Annahme aufgehoben,

---

<sup>18</sup>GRÖSSL, STAHLCKER (1998b), S. 276 ff. diskutieren, inwieweit diese Annahme sinnvoll ist, da meist auch nach dem Konkurs Zahlungsverpflichtungen privat haftender Unternehmer verbleiben. Die genannten Argumente können auch für das Modell nach STIGLITZ, WEISS (1981) herangezogen werden.

<sup>19</sup>Siehe STIGLITZ, WEISS (1981), S. 397.

<sup>20</sup>Zu den verschiedenen Rationierungstypen siehe GRÖSSL, STAHLCKER (1998a), S. 6 oder BENASSI, CHIRCO, COLOMBO (1994), S. 133.

<sup>21</sup>Siehe WINKER (1993), S. 7.

es existiere nur ein Investitionsprojekt pro Unternehmen. Stattdessen wird unterstellt, daß jede Firma über mehrere potentielle Projekte verfügt und die Banken a priori nicht die Möglichkeit haben, festzulegen, welche Maßnahme realisiert wird. In diesem Fall ist es für die Unternehmen besser, Projekte mit höheren Konkursrisiken und Ertragserwartungen vorzuziehen. Aus Sicht der Banken setzt ein steigender Kreditzins adverse Anreize und führt zu dem sogenannten *moral hazard* Problem. Auch hier reagieren die Kapitalgeber, indem sie den ertragsmaximalen Zins festlegen und die Kredite rationieren.



## 2.2 Diskussion der Investitionsspezifikationen und Determinanten

### 2.2.1 Investitionshypothesen bei Finanzierungsrestriktionen

In der theoretischen wie der empirischen Literatur zu den einzelwirtschaftlichen Investitionsentscheidungen findet sich häufig der Ansatz, Restriktionen mit Hilfe von Euler-Gleichungen zu berücksichtigen.<sup>22</sup> Dieses Vorgehen bietet nach Ansicht vieler Autoren den großen Vorteil, daß das theoretische Modell direkt in eine ökonomische Spezifikation übertragbar ist. Dadurch ist es möglich, auch strukturelle Parameter zu schätzen und zu testen.<sup>23</sup> Wie später dargestellt wird, soll dieser Vorgehensweise in den empirischen Untersuchungen aus verschiedenen Gründen nicht gefolgt werden. Wegen der großen Bedeutung dieses Ansatzes werden jedoch die Annahmen und der grundlegende Analyseansatz dieser Modelle kurz diskutiert.

Wie bei dem  $Q$ -Modell in Abschnitt 2.1 wird von einem Unternehmen ausgegangen, das seinen Gegenwartswert maximiert. Dabei ist es auf einem vollkommenen Güter- und Arbeitsmärkten tätig, besitzt eine konkave Produktionsfunktion und ist mit Anpassungskosten auf dem Kapitalmarkt konfrontiert.

Zusätzlich wird nun angenommen, daß die Verschuldung des Unternehmens eine bestimmte Obergrenze nicht überschreiten darf. Die obere Schranke wird durch den Fremdkapitalanteil des Unternehmens bestimmt; eine solche Konstellation kann z.B. im Kreditrationierungsfall auftreten.

Um das dynamische Optimierungsproblem zu lösen, werden in der Funktion zur Bestimmung des Gegenwartswertes die Investitionen und die Dividenden durch Nebenbedingungen ersetzt. Anschließend wird die Funktion nach dem Kapitalstock und der Finanzierungsobergrenze abgeleitet, um die Euler-Gleichungen zu erhalten.

Die Euler-Gleichungen sind interpretierbar, jedoch in dieser Form nicht in eine ökonomisch behandelbare Spezifikation übertragbar.<sup>24</sup> Um strukturelle Gleichungen zu erhalten, die auch für empirische Untersuchungen geeignet sind, müssen wie bereits in Abschnitt 2.1 weitere Annahmen bezüglich der Produktions- und der Anpassungskostenfunktion getroffen werden.

---

<sup>22</sup>Siehe hierzu WHITED (1992) S. 1433 ff., BOND, MEGHIR (1994), S. 201 ff., HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 687 ff. oder NG, SCHALLER (1996), S. 376 ff.

<sup>23</sup>So argumentieren z.B. WHITED (1992), S. 1426 und NG, SCHALLER (1996), S. 375 ff.

<sup>24</sup>Siehe z.B. WHITED (1992), S. 1435 und BOND, MEGHIR (1994), S. 207 ff.

Für die Produktion wird dabei z.B. von einem Cobb-Douglas-funktionalen Zusammenhang ausgegangen<sup>25</sup>, während die Anpassungskosten in einer konvexen Abhängigkeit zu den Investitionen und dem Kapital stehen.<sup>26</sup>

Diese Annahmen sind für das resultierende Modell, das unmittelbar als ökonomische Spezifikation genutzt wird, von entscheidender Bedeutung. Dementsprechend variieren auch die in den Arbeiten verwendeten exogenen Variablen: Die Investitionsquote (Quotient aus Investitionen und Kapital in der Periode  $t$ ) als endogene Variable sowie deren ersten Verzögerung und das Quadrat davon<sup>27</sup> als Exogene sind den meisten Spezifikationen gemein.

Weitere unabhängige Variablen sind z.B. die Cash Flow-Quote (Cash Flow/Kapital), die Umsatzquote (Umsatz/Kapital) und die quadrierte Fremdkapitalquote bei BOND, MEGHIR (1994), S. 209 oder Umsatz- und Kostenquote (variable Kosten/Kapital) sowie eine aus Fremdkapitalquote und Zinsdeckungskoeffizient (Zinszahlungen / Zinszahlungen + Cash Flow) abgeleitete Finanzierungskennzahl bei WHITED (1992), S. 1435 f. Aber auch grundsätzlich andere Spezifikationen sind denkbar, die z.B. Niveauvariablen zueinander in Beziehung setzen.<sup>28</sup>

Dieser Ansatz bietet die Möglichkeit, aus expliziten ökonomischen Annahmen ein eindeutig spezifiziertes Modell abzuleiten. Das in dieser Arbeit dennoch darauf verzichtet wird, eine solche Spezifikation zu untersuchen, hat verschiedene Gründe:<sup>29</sup> So können die Hypothesen über die Anpassungskosten oder die Produktionsfunktion lediglich ad hoc begründet werden; die gewählten Funktionen erfüllen zwar die Bedingungen der Konvexität bzw. Konkavität, weitere Einschränkungen oder Konsequenzen, die damit verbunden sind, werden jedoch nicht erläutert.<sup>30</sup> Auch Beschränkungen der Datenbasis spielen eine Rolle, da nicht alle benötigten Reihen enthalten sind. Diese Probleme werden im Abschnitt 3.2 eingehend diskutiert.

---

<sup>25</sup>Vgl. NG, SCHALLER (1996), S. 376.

<sup>26</sup>Siehe z.B. bei WHITED (1992), S. 1434 und BOND, MEGHIR (1994), S. 207 ff. Nur geringfügig modifizierte Annahmen treffen HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 688 ff. oder NG, SCHALLER (1996), S. 377 ff.

<sup>27</sup>Durch die Anpassungskostenfunktion wird die quadrierte Investitionsquote in die Schätzgleichung integriert. Siehe z.B. NG, SCHALLER (1996), S. 377.

<sup>28</sup>Siehe z.B. FUNKE, MAURER, SIDDIQUI, STRULIK (1998), S. 3 ff.

<sup>29</sup>Neben den hier genannten Gründen bezweifeln LUCKE, GAGGERMEIER (1999), S. 7 grundsätzlich, daß Euler-Gleichungen geeignet sind, ökonomische Parameter zu schätzen, da die Koeffizienten nicht identifiziert sind.

<sup>30</sup>Zu den Einschränkungen durch die Anpassungskostenfunktion siehe SUMMERS (1981). Hinsichtlich des Produktionszusammenhangs sei auf die Möglichkeit einer limitationalen Beziehung zwischen Kapital- und Arbeitseinsatz hingewiesen.

In der vorliegenden Arbeit wird ein Ansatz verfolgt, der die vermuteten Korrelationen zwischen Investitionen und finanzwirtschaftlichen Kennzahlen betrachtet. Die strukturellen Parameter bleiben unbeachtet. Nichtsdestotrotz liefern auch die in diesem Abschnitt beschriebenen Modelle Anregungen, welche Finanzierungsvariablen von Interesse sein können.

### 2.2.2 Empirische Determinanten der Investitionen auf Unternehmensebene

Für die Unternehmen der verwendeten Datenbasis ist keine  $q$ -Variable vorhanden und kann auch nicht aus den verfügbaren Bilanzdaten berechnet werden. Deshalb wird ein Weg gewählt, der durch folgende Schritte gekennzeichnet ist:

- Aus den mikroökonomischen Modellen werden im ersten Schritt die Determinanten der Investitionen auf Unternehmensebene abgeleitet. Diese sind nicht mehr als strukturelle Investitionsgleichungen interpretierbar: Sie spiegeln aus der Theorie abgeleitete Kausalzusammenhänge zwischen den finanzwirtschaftlichen Kennzahlen und den Investitionen wider.<sup>31</sup>
- Daraufhin werden im dritten Kapitel die ökonometrischen Methoden diskutiert und vorhandenen Variablen dargestellt. Zudem werden die Probleme erläutert, die zu beachten sind, wenn das ökonometrische Modell gebildet wird und die relevanten Spezifikationen und Hypothesen abgeleitet werden.
- Zuletzt werden die Schätzungen und Hypothesentests durchgeführt und die Ergebnisse interpretiert.

Dieses Vorgehen birgt die Gefahr, daß die erwähnten Kausalzusammenhänge falsch oder unzureichend aus der ökonomischen Theorie hergeleitet werden und dieses bei der empirischen Überprüfung unentdeckt bleibt. Ebenso können Scheinkorrelationen, obwohl zufällig auftretend, als korrekt erkannt werden. Jedoch sind die Vorteile dieses Vorgehens zu sehen.

Bei Daten, die derzeit und in näherer Zukunft nicht verfügbar sind, bietet dieses Verfahren die einzige Möglichkeit, ökonomische Zusammenhänge zu untersuchen. Zudem bleibt die grundsätzliche, wissenschaftliche Methodologie bestehen, nach der

---

<sup>31</sup>Siehe hierzu unter anderem FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988), S. 163 ff., die von einer „general form of reduced-form investment equations“ ausgehen, sowie CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 527 ff.

überprüfbare Hypothesen aus der Theorie deduziert und anschließend anhand empirischer Tests falsifiziert bzw. beibehalten werden<sup>32</sup>: Auch hier gilt, daß die empirischen Ergebnisse nicht im Widerspruch zu den theoretischen Modellen stehen dürfen.

Hinsichtlich der obigen Kritik an dem gewählten Vorgehen darf nicht übersehen werden, daß diese häufig ebenso für das klassische ökonometrische Verfahren zutrifft. Auch dort können beispielsweise keine Modelle unterschieden werden, die zu identischen empirischen Implikationen führen.

Die empirischen Kausalzusammenhänge, die aus den formalen Modellen abgeleitet werden können, lassen sich in zwei Gruppen einteilen:

Die  $q$ -Theorie zeigt, daß die Unternehmen ihre Investitionen anhand ihrer zukünftigen **Ertragsituation** beurteilen. Sind die erwarteten Nettoerträge eines Investitionsvorhabens positiv, so liegt der Marktwert für das Unternehmen über dem Buch- oder Wiederbeschaffungswert<sup>33</sup>, und es entstehen Anreize, das jeweilige Projekt durchzuführen.

Natürlich operieren die Firmenleiter in einer unsicheren Umwelt und (annahmegemäß) auf einem Kapitalmarkt, der wegen der Anpassungskosten nur mit Zeitverzögerung das Angebots-Nachfrage-Gleichgewicht erreicht. Auch ist zu bezweifeln, daß die Entscheidungsträger über explizite Schätzungen oder gar Fakten einer  $q$ -Variablen verfügen. Deshalb wird davon ausgegangen, daß verschiedene Informationskennzahlen zur Erwartungsbildung über die zukünftige Gewinnentwicklung herangezogen werden. Diese bleiben in der Praxis nicht auf den Bereich der hier verwendeten Bilanzdaten beschränkt. Die Untersuchungen in dieser Arbeit sind jedoch auf Merkmale eingegrenzt, die in der Datenbasis enthalten sind. In diesem Zusammenhang werden Informationen, wie die gegenwärtigen oder vergangenen Ertragskennzahlen, das derzeitige Wachstum des Unternehmens oder die Altersstruktur der bestehenden Anlagen herangezogen.

Neben den Ertragsgesichtspunkten bestimmen die **Finanzierungsmöglichkeiten** eines Unternehmens die einzelwirtschaftlichen Investitionen. Die Wirkungen auf die Investitionstätigkeit kann über verschiedene Kanäle erfolgen: Zum einen wird in Abschnitt 2.1.2 dargestellt, daß ein existierendes Konkursrisiko, verursacht durch

---

<sup>32</sup>Siehe hierzu die grundlegende Arbeit von POPPER (1982), insbesondere die Seiten 50 ff.

<sup>33</sup>Die Unsicherheit der Entscheidungsträger über die zukünftige Entwicklung wird in diesen Modellen lediglich durch stochastische Anpassungskosten berücksichtigt. Dies ist eine Einschränkung, die empirisch nicht haltbar ist, jedoch an der genannten Stelle gerechtfertigt erscheint, um die Analyse zu vereinfachen.

die Annahme unsicherer zukünftiger Preisentwicklungen, höhere Finanzierungskosten nach sich ziehen kann. Dadurch erhöht sich der interne Kalkulationszinsfuß, der als Mindestverzinsung von einem Investitionsprojekt gefordert wird, und die im Unternehmen verfügbaren Mittel, um Investitionen zu tätigen, müssen auf weniger Vorhaben verteilt werden.

Der zweite Wirkungskanal setzt bei der asymmetrischen Informationsverteilung zwischen Kapitalnehmer und -geber an. Wie in Abschnitt 2.1.3 gezeigt wird, kann es für die Kreditgeber sinnvoll sein, die Kredite an einzelne Unternehmen zu rationieren, um dadurch die Auslese besonders risikobehafteter Unternehmen zu verhindern. Diese Kreditrationierung sagt jedoch nichts über das tatsächliche Ausfallrisiko des einzelnen Kredites aus, sondern zeigt das Bestehen von Informationsasymmetrien an. Dadurch ist dieser Wirkungskanal auch deutlich von dem zuvor beschriebenen zu trennen, der identische Informationen auf beiden Seiten unterstellt. Die empirischen Auswirkungen sind jedoch zum Teil ähnlich: Der Finanzierungsspielraum der Unternehmen, um Investitionen durchzuführen, wird durch die Unvollkommenheiten auf dem Kapitalmarkt verringert, und es werden nicht alle Investitionsvorhaben getätigt, die sonst realisiert würden. Nicht vergleichbar ist allerdings der Effekt auf die Finanzierungskosten, die vom Kapitalnehmer zu tragen sind. Im Fall der Kreditrationierung haben die Kapitalgeber einen Anreiz, den Kreditzins auf einem niedrigeren Niveau zu halten, gerade um adverse Selektion zu verhindern.

Es bleibt zu klären, welche Variablen herangezogen werden können, um die Wirkungen eingeschränkter unternehmerischer Finanzierungsmöglichkeiten zu untersuchen. In vielen ökonometrischen Arbeiten zu diesem Themenbereich wird der Cash Flow einer Unternehmung als das geeignete empirische Maß angesehen.<sup>34</sup> Dieses Vorgehen ist gerechtfertigt, wenn der Cash Flow als Proxy-Variablen für die internen Mittel eines Unternehmens zur Finanzierung von Investitionsprojekten akzeptiert wird; in diesem Fall gibt die Kennzahl die Wirkungen von Schwankungen in den internen Finanzierungsmöglichkeiten auf die Investitionen wieder.<sup>35</sup>

Auch in dieser Arbeit wird der Unternehmens-Cash Flow als wichtigste Variable für die Untersuchungen zu den Kapitalmarktrestriktionen verwendet, wenngleich

---

<sup>34</sup>Siehe hierzu FAZZARI, ATHEY (1987), S. 483 f., FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988), S. 164, BOND, MEGHIR (1994), S. 207, WHITED (1992), S. 1437 f., BLUNDELL, BOND, DEVEREUX, SCHIANTARELLI (1992), S. 249 ff., HU, SCHIANTARELLI (1998), S. 471 ff., CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998), S. 515 ff., BIERLEN, FEATHERSTONE (1998), S. 428 ff., NG, SCHALLER (1996), S. 336, HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 692 f., STEVENS (1994), S. 558 f. oder HUBBARD (1998), S. 204.

<sup>35</sup>So argumentieren z.B. FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988), S. 164.

einige Autoren von diesem Vorgehen abweichen.<sup>36</sup> Zusätzlich sollen jedoch Finanzierungskennzahlen betrachtet werden, die sowohl die Finanzierungskosten als auch den Umfang und die Struktur der Fremdfinanzierung als Determinanten der Unternehmensinvestitionen unterstellen.

Im folgenden Kapitel werden die ökonometrischen Verfahren dargestellt, die verwendeten Variablen definiert und erläutert sowie die Spezifikationen diskutiert, die den empirischen Untersuchungen zugrunde liegen.

---

<sup>36</sup>Vgl. z.B. CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 529. Eine Darstellung der Verbindung zwischen Investitionen und Cash Flow ist bei HUBBARD (1998), S. 200 oder S. 213 f. zu finden.

# Kapitel 3

## Ökonometrische Methoden und Datenbasis

### 3.1 Schätzen und Testen bei Paneldaten

#### 3.1.1 Allgemeine Grundlagen und Notation

Bei der Datenbasis, die für diese Arbeit herangezogen wird, handelt es sich um kombinierte Querschnitts- und Zeitreihendaten. In einem solchen Fall spricht man im allgemeinen von einem *Panel-Datensatz*.<sup>1</sup> Da für jede Zeiteinheit eine identische Anzahl von Querschnittsbeobachtungen vorliegt, werden lediglich Verfahren behandelt, die ein sogenanntes *balanced panel* voraussetzen.<sup>2</sup> Die Vorteile dieser Struktur der Datenmatrix können in zwei wesentlichen Punkten zusammengefaßt werden:<sup>3</sup>

- Der bedeutendste Nutzen liegt in der hohen Zahl von Beobachtungen, die verfügbar sind. Dies hat zweierlei Auswirkungen: Zum einen erhöht sich die Anzahl der Freiheitsgrade, zum anderen sinkt die Gefahr zufälliger Kollinearität unter den erklärenden Variablen, wenn diese nicht oder nur schwach korreliert sind. Beides führt zu effizienteren Schätzungen.
- Positiv hervorzuheben ist weiterhin, daß Paneldaten es ermöglichen, Zusammenhänge zu untersuchen, die nur bei dieser Datenstruktur analysierbar sind. So können in reinen Querschnittsdatsätzen keine Einflüsse zeitlicher Konjunkturschwankungen berücksichtigt oder aufgedeckt werden. Bei hoch ag-

---

<sup>1</sup>Siehe z.B. HSIAO (1986), S. 1 oder MADDALA (1993), S. xi.

<sup>2</sup>Erste Ansätze zur Analyse solcher Datensätze bietet GREENE (1997), S. 622 ff und S. 634 ff.

<sup>3</sup>Vgl. HSIAO (1986), S. 2.

gregierten Zeitreihen hingegen ist keine gruppenspezifische Betrachtung mehr möglich.<sup>4</sup>

Beide Vorteile spielen bei den empirischen Untersuchungen eine Rolle: So soll einerseits analysiert werden, ob und wie Renditegrößen oder finanzwirtschaftliche Kennzahlen auf die Investitionen und somit mittelfristig auch auf Produktion und Beschäftigung in dem jeweiligen Unternehmen wirken. Dabei können konjunkturelle Einflüsse oder zeitliche Entwicklungstrends a priori nicht ausgeschlossen werden. Andererseits darf nicht vernachlässigt werden, daß makroökonomisch relevante Wirkungen nur in bestimmten Unternehmensgruppen relevant sein können und solche Unterschiede bei einer zeitreihenanalytischen Betrachtung aggregierter Reihen unentdeckt blieben.

Bevor die Spezifikationen und Methoden vorgestellt werden können, müssen einige Anmerkungen zur Notation gemacht werden: Alle verwendeten Spezifikationen können in der Form<sup>5</sup>

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^J \beta_{jit} x_{jit} + u_{it} \quad (3.1)$$

mit  $i = 1, \dots, N$ ,

$t = 1, \dots, T$

und  $j = 1, \dots, J$

dargestellt werden. Dabei gibt  $y_{it}$  die Beobachtung der endogenen Variable für die  $i$ -te Firma in der  $t$ -ten Periode an. Entsprechendes gilt für die  $J$  exogenen Variablen, deren Realisationen in den  $x_{jit}$  enthalten sind. Dabei liegen für  $N$  Individuen  $T$  Zeitreihenbeobachtungen vor.

Die  $\alpha_{it}$  geben die individuen- und / oder zeitreihenabhängigen Effekte an, die nicht durch die Exogenen erklärt werden. Die  $\beta_{jit}$  sind entsprechend die (individuen- und / oder zeitreihenabhängigen) Einflußparameter der jeweiligen exogenen Variablen und die  $u_{it}$  die stochastischen Störgrößen.

Das Modell (3.1) kann in dieser Form nicht geschätzt werden und hat lediglich einen darstellerischen Wert. Um eine Schätzung zu ermöglichen, sind zusätzliche Annahmen notwendig. Die Ausgestaltung dieser Annahmen ist entscheidend für die jeweilige Spezifikation und das zu verwendende Schätzverfahren: Geht man z.B. davon aus, daß über alle Individuen und alle Perioden konstante Effekte  $\alpha_{it} = \alpha$  und

<sup>4</sup>Ebenda.

<sup>5</sup>Siehe hierzu insbesondere die Abbildung bei JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 326.



Koeffizienten  $\beta_{jit} = \beta_j$  vorliegen und die Störgröße die herkömmlichen Annahmen des linearen Regressionsmodells mit  $u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$  erfüllt, so kann (3.1) vereinfacht werden zu

$$y_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{jit} + u_{it} . \quad (3.2)$$

In Matrixform kann diese Gleichung dargestellt werden als

$$\mathbf{y} = \mathbf{1}_{NT} \cdot \alpha + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (3.3)$$

mit

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{1T} \\ y_{21} \\ y_{22} \\ \vdots \\ y_{2T} \\ \vdots \\ y_{N1} \\ y_{N2} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_{111} & x_{211} & \cdots & x_{J11} \\ x_{112} & x_{212} & \cdots & x_{J12} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{11T} & x_{21T} & \cdots & x_{J1T} \\ x_{121} & x_{221} & \cdots & x_{J21} \\ x_{122} & x_{222} & \cdots & x_{J22} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{12T} & x_{22T} & \cdots & x_{J2T} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1N1} & x_{2N1} & \cdots & x_{JN1} \\ x_{1N2} & x_{2N2} & \cdots & x_{JN2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{1NT} & x_{2NT} & \cdots & x_{JNT} \end{bmatrix} \quad \text{und} \quad \mathbf{u} = \begin{bmatrix} u_{11} \\ u_{12} \\ \vdots \\ u_{1T} \\ u_{21} \\ u_{22} \\ \vdots \\ u_{2T} \\ \vdots \\ u_{N1} \\ u_{N2} \\ \vdots \\ u_{NT} \end{bmatrix} . \quad (3.4)$$

$\alpha$  ist dabei ein Skalar,  $\mathbf{1}_{NT}$  ein  $(NT)$ -dimensionaler Einervektor,  $\boldsymbol{\beta}$  ein  $J$ -zeiliger Spaltenvektor,  $\mathbf{X}$  eine Datenmatrix der Dimension  $(NT \times J)$  und  $\mathbf{y}$  sowie  $\mathbf{u}$  sind Vektoren der Dimension  $(NT \times 1)$ . In diesem Modell liefert der einfache KQ-Schätzer die beste linear unverzerrte Schätzung.<sup>6</sup>

Im allgemeinen können solche weitreichenden Einschränkungen bezüglich der Parameter und der Störgröße nicht sinnvoll begründet werden, und es ist unklar, welche Spezifikation tatsächlich zu verwenden ist. Deshalb wird in den nachfolgenden Abschnitten diskutiert, welche alternativen Spezifikationsannahmen in den empirischen Analysen getroffen werden sollen und welche Schätzverfahren dafür angewendet werden.

<sup>6</sup>Vergleiche zu dem sogenannten *pooled estimator* JOHNSTON, DINARDO (1997) S. 390.

## 3.1.2 Fixed Effects Modelle

### 3.1.2.1 Fixed Effects für Firmen und Perioden

Meist ist es unangebracht, von identischen Mittelwerten der endogenen Variablen für die einzelnen Firmen auszugehen: Die Annahme heterogener Konstanten ist realitätsnäher, und im Gegensatz zur obigen Spezifikation (3.2) soll die Hypothese berücksichtigt werden, daß für jede Beobachtungseinheit ein zeitunabhängiger fester Effekt existiert. Gleichzeitig wird davon ausgegangen, daß die Steigungskoeffizienten über alle  $N$  Firmen konstant sind.<sup>7</sup> Diese Restriktionen auf die Gleichung (3.1) angewendet führt zu dem Modell

$$y_{it} = \bar{\alpha} + \mu_i + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{jit} + u_{it} , \quad (3.5)$$

mit  $\bar{\alpha}$  als durchschnittlicher Achsenabschnitt über alle Individuen und  $\mu_i$  als Abweichung des Achsenabschnitts der  $i$ -ten Beobachtungseinheit. Die Indizes  $i, t$  und  $j$  sind wie oben definiert.

Unterstellt man zusätzlich feste Effekte für die einzelnen Zeitperioden, so kann das Modell (3.5) um diese erweitert werden, und es ergibt sich

$$y_{it} = \bar{\alpha} + \mu_i + \lambda_t + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{jit} + u_{it} . \quad (3.6)$$

Die  $\lambda_t$  sind wiederum Abweichungen des Achsenabschnittes in der  $t$ -ten Periode. Modell (3.6) kann in Matrixform dargestellt werden durch<sup>8</sup>

$$\mathbf{y} = \mathbf{D}_1 \cdot \boldsymbol{\alpha}_1 + \mathbf{D}_2 \cdot \boldsymbol{\lambda} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (3.7)$$

mit

$$\boldsymbol{\alpha}_1 = \begin{pmatrix} \bar{\alpha} + \mu_1 \\ \bar{\alpha} + \mu_2 \\ \vdots \\ \bar{\alpha} + \mu_N \end{pmatrix} , \quad \boldsymbol{\lambda} = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_T \end{pmatrix}$$

$$\mathbf{D}_1 = \mathbf{I}_N \otimes \mathbf{1}_T$$

<sup>7</sup>Vgl. HSIAO (1986), S. 9 oder JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 328 ff.

<sup>8</sup>Vgl. GREENE (1997), S. 615 ff. oder JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 339. Dort wird aus schätztechnischen Gründen eine etwas andere Spezifikation für die Zeiteffekte gewählt.

$$\begin{aligned}
&= \begin{bmatrix} \mathbf{1}_T & \mathbf{0}_T & \dots & \mathbf{0}_T \\ \mathbf{0}_T & \mathbf{1}_T & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \mathbf{0}_T \\ \mathbf{0}_T & \dots & \mathbf{0}_T & \mathbf{1}_T \end{bmatrix} \quad \text{sowie} \\
\mathbf{D}_2 &= \mathbf{1}_N \otimes \mathbf{I}_T \\
&= \begin{bmatrix} \mathbf{I}_T \\ \mathbf{I}_T \\ \vdots \\ \mathbf{I}_T \end{bmatrix} .
\end{aligned}$$

Dabei sind die  $\mathbf{1}_l$ ,  $l = T, N$ ,  $l$ -dimensionale Spaltenvektoren mit Einsen,  $\mathbf{0}_l$ ,  $l = T, N$ , die entsprechenden Nullvektoren und  $\mathbf{I}_T$  ( $\mathbf{I}_N$ ) ist eine  $(T \times T)$ -dimensionale ( $(N \times N)$ -dimensionale) Einheitsmatrix. Die Dummiematrizen  $\mathbf{D}_1$  und  $\mathbf{D}_2$  haben demzufolge die Dimensionen  $NT \times N$  und  $NT \times T$ .  $\otimes$  bezeichnet das Kronecker-Produkt und die Matrix  $\mathbf{X}$  sowie die Vektoren  $\mathbf{y}$ ,  $\boldsymbol{\beta}$  und  $\mathbf{u}$  entsprechen denen in (3.4) auf Seite 33.  $\boldsymbol{\alpha}_1$  ist der  $N$ -dimensionale Vektor der Achsenabschnitte und  $\boldsymbol{\lambda}$  sind die  $T$  Periodenabweichungen.

Solche Spezifikationen wurden erstmals zur Schätzung von Produktionsfunktionen in den Arbeiten von HOCH (1962) und MUNDLAK (1961) verwendet. Auch bei der Untersuchung von Unternehmensdaten wurden ähnliche Fixed-Effects-Modelle in der jüngeren Vergangenheit in zahlreichen Arbeiten benutzt. Beispielhaft seien hier lediglich die Aufsätze von BIERLEN, FEATHERSTONE (1998), CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998), BLUNDELL, BOND, DEVEREUX, SCHIANTARELLI (1992), FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988), KASHYAP, LAMONT, STEIN (1994) oder, stellvertretend für die Reihe der Euler-Gleichungsansätze, WHITED (1992) genannt.

Z.B. bei CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998) und FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988) werden Fixed-Effects-Modelle auf mikroökonomische Originärdaten angewendet, wie es in dieser Arbeit vorgesehen ist. Andererseits werden aber auch aggregierte Datensätze analysiert, so z.B. für die aggregierten Reihen verschiedener Größenklassen. Welche Auswirkungen dabei die Aggregation der Mikrodaten hat, beschreiben GRÖSSL, STAHLCKER, WOHLERS (1999) und insbesondere GRÖSSL, STAHLCKER, WOHLERS (2001), S. 498 – 501. Um die Parameter in Fixed-Effects-Modellen zu schätzen, gibt es eine Reihe von Möglichkeiten, die nachfolgend erläutert und diskutiert werden.

### 3.1.2.2 Die Schätzung von Fixed Effects Modellen

In diesem Unterabschnitt wird von dem Modell (3.5) mit festen unternehmensindividuellen Komponenten ausgegangen. In Matrixform gilt dann

$$\mathbf{y} = \mathbf{D}_1 \boldsymbol{\alpha}_1 + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad , \quad (3.8)$$

wobei  $\mathbf{D}_1$  und  $\boldsymbol{\alpha}_1$  den Angaben auf Seite 34 entsprechen. Diese Darstellung erleichtert es, die verschiedenen Schätzmethode zu erläutern. Die Verfahren sind leicht auf den Fall zusätzlicher zeitlicher Komponenten übertragbar.

Der einfachste Weg zur Schätzung eines Modells mit festen individuellen Effekten setzt bei der Dummy-Darstellung (3.8) an, in der die Dummy-Matrix  $\mathbf{D}_1$  spezifiziert wird. In diesem Fall darf keine Konstante unterstellt werden. Soll dies dennoch geschehen, so ist eine Spalte der Matrix  $\mathbf{D}_1$  zu eliminieren, da sonst der Fall perfekter Multikollinearität auftritt. Die übrigen Koeffizientenschätzungen sind dann als Abweichungen von dem nicht berücksichtigten Parameter zu interpretieren.<sup>9</sup>

Bei der Schätzung hat das Dummy-Verfahren einen Nachteil: Geht man davon aus, daß die Anzahl der Zeitperioden  $T$  relativ klein, die Anzahl der Individuen  $N$  jedoch sehr groß ist, so nimmt die Matrix  $\mathbf{D}_1$  große Ausmaße an. Um diesem technischen Problem aus dem Weg zu gehen, werden in der Literatur zwei Möglichkeiten der Datentransformation vorgeschlagen.

Dies ist zum einen eine Differenzierung der Variablen. Dadurch ergibt sich

$$\Delta \mathbf{y} = \Delta \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \Delta \mathbf{u} \quad (3.9)$$

mit  $\Delta \mathbf{y} = \left( \Delta y_{1t} \quad \dots \quad \Delta y_{1T} \quad \dots \quad \Delta y_{Nt} \quad \dots \quad \Delta y_{NT} \right)'$  und  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$ . Die übrigen Variablen sind dementsprechend definiert. Die Dummy-Variablen können in diesem Fall unberücksichtigt bleiben, da  $\Delta \mathbf{D}_1$  eine Nullmatrix ist. Problematisch ist die Spezifikation der Störgröße in diesem Modell. Sie ergibt sich als Moving-Average-Prozeß der Ordnung eins

$$\Delta \mathbf{u} = \mathbf{u} - L(\mathbf{u})$$

---

<sup>9</sup>Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 339. Zu dem Vorgehen bei Untersuchungen mit Dummy-Variablen siehe JOHNSTON, DI NARDO (1997), S. 135 oder GREENE (1997), S. 616. Zeitliche Effekte können durch die Matrix  $D_2$  entsprechend berücksichtigt werden.

$$= \begin{pmatrix} u_{11} - u_{10} \\ \vdots \\ u_{1T} - u_{1T-1} \\ \vdots \\ u_{N1} - u_{N0} \\ \vdots \\ u_{NT} - u_{NT-1} \end{pmatrix},$$

wobei  $L(\cdot)$  die Lagfunktion bezeichnet. Somit muß bei einer Schätzung z.B. anhand der Kleinsten-Quadrate-Methode die Moving Average Eigenschaft der Störgröße berücksichtigt werden.

Diese Annahmeverletzung wird in einigen empirischen Anwendungen nicht berücksichtigt<sup>10</sup>, eine Schätzung mittels der KQ-Methode führt jedoch zu asymptotisch konsistenten aber ineffizienten Ergebnissen.<sup>11</sup> Zudem ist zu bedenken, daß die Verfahren zur Integration von MA-Residuen bei der KQ-Schätzung für den Fall eines MA-Koeffizienten von eins nicht anwendbar sind.<sup>12</sup> Aus diesen Gründen wird das Differenzen-Verfahren in dieser Arbeit nicht verwendet.

Als zweite Möglichkeit, die Dummy-Spezifikation zu umgehen, wird die Mittelwertbereinigung genannt.<sup>13</sup> Dabei wird für die endogene Variable die Transformation  $\mathbf{y}^*$  herangezogen, mit

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{y} - \mathbf{D}_1 \cdot \bar{\mathbf{y}}^* \quad , \quad (3.10)$$

wobei

$$\bar{\mathbf{y}}^* = \begin{pmatrix} \bar{y}_1 \\ \bar{y}_2 \\ \vdots \\ \bar{y}_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{1t} \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{2t} \\ \vdots \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{Nt} \end{pmatrix}$$

ist. Die Ausgangsvariable wird um die individuellen Mittelwerte bereinigt, mit dem Ziel die Einzeleffekte zu berücksichtigen. Entsprechend werden die exogenen Reihen

<sup>10</sup>Siehe z.B. BLUNDELL, BOND, DEVEREUX, SCHIANTARELLI (1992), S. 242 ff.

<sup>11</sup>Vgl. JOHNSTON, DiNARDO (1997).

<sup>12</sup>Siehe hierzu HAMILTON (1994), S. 127 - 128.

<sup>13</sup>Siehe z.B. JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 329 ff., JOHNSTON, DiNARDO (1997), S.398 f., GREENE (1997), S. 616 ff. oder HSIAO (1986), S. 30 f.

transformiert. Anschließend wird für das Modell

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{X}^* \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}^*$$

die herkömmliche KQ-Schätzung durchgeführt. Die Dummy-Variablen können auch hier unberücksichtigt bleiben, da eine Bereinigung um die individuellen Mittelwerte eine Nullmatrix liefert.<sup>14</sup> Häufig ist es sinnvoll, auch im transformierten Modell eine Konstante zu spezifizieren, da der Mittelwert der endogenen Variable  $\mathbf{y}^*$  nicht notwendig gleich null ist. In diesem Fall erfüllt auch die transformierte Störgröße die herkömmlichen Annahmen, da gilt

$$\mathbf{u}^* = \mathbf{u} - \bar{\mathbf{u}}^* .$$

Für die individuellen Mittelwerte der Störgröße ergibt sich

$$\bar{\mathbf{u}}^* = \begin{pmatrix} \bar{u}_1 \\ \bar{u}_2 \\ \vdots \\ \bar{u}_N \end{pmatrix} .$$

Es ist zu erkennen, daß diese Transformation zwar zu anderen Residuen als im Dummy-Modell führt, aber keine Annahmeverletzung bezüglich der Eigenschaften des Störterms verursacht.

Dementsprechend ergibt eine Schätzung dieses Modells mit der KQ-Methode auch konsistente und effiziente Ergebnisse,<sup>15</sup> wenn man berücksichtigt, daß die Zahl der Freiheitsgrade aufgrund der Berechnung der  $N$  individuellen Mittelwerte zu korrigieren ist. In diesem Modell existieren lediglich  $(NT - N - J)$  Freiheitsgrade, gegenüber  $(NT - J)$  z.B. im Modell (3.3).<sup>16</sup>

Alle drei vorgestellten Vorgehensweisen führen nicht zu numerisch identischen Schätzungen, wie die Betrachtung der unterschiedlichen Störgrößen zeigt. Insbesondere das Dummy-Modell und die Spezifikation mittelwertbereinigter Variablen liefern jedoch Ergebnisse, die bei Gültigkeit der entsprechenden Annahme sowohl konsistent als auch effizient sind und nicht entscheidend voneinander abweichen dürfen. Aufgrund der technischen Probleme bei der Verwendung von Dummy-Variablen und der Mängel des Differenzenmodells werden in dieser Arbeit die Schätzungen individueller Fixed-Effects-Modelle mit Hilfe der transformierten Reihen berechnet, während zeitliche Einflüsse über geeignete Dummy-Variablen spezifiziert werden.

<sup>14</sup>Die Zeitkomponenten können berücksichtigt werden, indem analog um die Periodenmittelwerte über alle Firmen bereinigt wird.

<sup>15</sup>Dies zeigt GREENE (1997), S. 617 anhand der Residuenquadratsummen.

<sup>16</sup>Siehe JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 399.

### 3.1.3 Das Random Effects Modell

#### 3.1.3.1 Random Effects für Firmen und Perioden

Eine häufige Darstellung der Panelmodelle ist die Spezifikation sogenannter zufälliger Effekte. Um diese zu erläutern, wird von dem Modell (3.6) ausgegangen. Bisher wurde unterstellt, daß die individuellen und zeitlichen Komponenten in dieser Gleichung für jedes Individuum fest sind; demzufolge sind sie mit den exogenen Variablen korreliert. Diese Annahmen können verändert werden, wie dies beim Random Effects Ansatz geschieht. Dazu wird das Modell (3.6) in die Form

$$y_{it} = \bar{\alpha} + \sum_{j=1}^J \beta_j x_{jit} + v_{it} \quad (3.11)$$

mit

$$v_{it} = \mu_i + \lambda_t + u_{it} , \quad (3.12)$$

$i = 1, \dots, N$  und  $t = 1, \dots, T$  gebracht.<sup>17</sup> Hierbei wird davon ausgegangen, daß

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(\mu_i) &= \mathbf{E}(\lambda_t) = \mathbf{E}(u_{it}) = 0 , \\ \mathbf{E}(\mu_i^2) &= \sigma_\mu^2 , \mathbf{E}(\lambda_t^2) = \sigma_\lambda^2 , \mathbf{E}(u_{it}^2) = \sigma_u^2 , \\ \mathbf{E}(\mu_i \mu_j) &= 0 , i \neq j , \mathbf{E}(\lambda_t \lambda_s) = 0 , t \neq s , \mathbf{E}(u_{it} u_{js}) = 0 , i \neq j , t \neq s \end{aligned}$$

ist. Zudem sind alle  $\mu_i, \lambda_t$  und  $u_{it}$  untereinander unkorreliert, und es bestehen keine Korrelationen zu den exogenen Variablen  $x_{jit}$ ,  $j = 1, \dots, J$ .<sup>18</sup> Aufgrund der verschiedenen Komponenten, die in den gesamten Störterm  $v_{it}$  eingehen, wird diese Modellierung in der Literatur auch als *Error Components Model* bezeichnet.

Für jedes Unternehmen ergibt sich nun die Varianz-Kovarianzmatrix der zusammengesetzten Störgröße  $\mathbf{v}_i$  als

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(\mathbf{v}_i \mathbf{v}_i') &= \sigma_\mu^2 \cdot \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T' + \sigma_\lambda^2 \cdot \mathbf{I}_T + \sigma_u^2 \cdot \mathbf{I}_T \\ &= \Sigma \end{aligned} \quad (3.13)$$

Betrachtet man die gesamte Varianz-Kovarianzmatrix  $\Omega$ , so ergibt sich

$$\Omega = \sigma_\mu^2 \cdot (\mathbf{I}_N \otimes \mathbf{1}_T \mathbf{1}_T') + \sigma_\lambda^2 \cdot (\mathbf{1}_N \mathbf{1}_N' \otimes \mathbf{I}_T) + \sigma_u^2 \cdot \mathbf{I}_{NT} .$$

Wichtig ist, für die Matrix  $\Sigma$  die Wurzelzerlegung der Inversen  $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$  zu finden, denn sie ermöglicht eine Transformation der Variablen, die zu einem effizienten,

<sup>17</sup>Siehe z.B. HSIAO (1986), S. 33, BATTESE, FULLER (1973), S. 631 oder HUSSAIN, WALLACE (1969), S. 57.

<sup>18</sup>Siehe JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 341.

verallgemeinerten KQ-Schätzer -im folgenden mit GLS-Schätzer abgekürzt- führt. Dazu bleibt zunächst die zeitliche Fehlerkomponente unberücksichtigt, und es wird von dem Modell (3.8) ausgegangen, so daß  $\lambda_t = 0$  gilt und<sup>19</sup>

$$\begin{aligned}\Sigma &= \sigma_u^2 \cdot \mathbf{I}_T + \sigma_\mu^2 \cdot \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T \\ &= \sigma_u^2 \left( \mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T \right) + (\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2) \frac{1}{T} \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T .\end{aligned}\quad (3.14)$$

BATTESE, FULLER (1973) zeigen, daß für die Wurzelzerlegung dieser Matrix  $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$

$$\Sigma^{-\frac{1}{2}} = \frac{(\mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T)}{\sigma_u} + \frac{\frac{1}{T} \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T}{\sqrt{\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2}}\quad (3.15)$$

gilt.<sup>20</sup> Dabei wird ausgenutzt, daß für eine Matrix  $\Sigma$  mit

$$\Sigma = \sum_{j=1}^r \nu_j \mathbf{A}_j ,$$

gilt

$$\Sigma^{-\frac{1}{2}} = \sum_{j=1}^r \nu_j^{-\frac{1}{2}} \mathbf{A}_j .\quad (3.16)$$

$\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_r$  sind die  $r$  charakteristischen Wurzeln von  $\Sigma$  und  $\mathbf{A}_j, j = 1, 2, \dots, r$  symmetrisch idempotente Matrizen, die die Bedingungen  $\Sigma \mathbf{A}_j = \nu_j \mathbf{A}_j$  für  $j = 1, 2, \dots, r$  erfüllen. Die  $\mathbf{A}_j, j = 1, 2, \dots, r$  müssen zudem untereinander orthogonal sein.<sup>21</sup> Die Zerlegung  $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$  transformiert die Residuen, so daß diese unkorreliert sind und die Varianz eins haben. Will man sicherstellen, daß die transformierten Störgrößen die Varianz  $\sigma_u^2$  haben, muß die Matrix  $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$  demzufolge mit  $\sigma_u$  multipliziert werden, und es ergibt sich

$$\sigma_u \Sigma^{-\frac{1}{2}} = \mathbf{I}_t - \left[ 1 - \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2}} \right] \frac{1}{T} \mathbf{1}_T \mathbf{1}'_T .\quad (3.17)$$

Dieses Ergebnis erhält man, wenn lediglich die individuellen Fehlerkomponenten berücksichtigt werden. Nimmt man zusätzlich an, daß auch die zeitlichen Störungen Zufallsvariablen und von null verschieden sind, so sind in der Transformationsmatrix zusätzlich Komponenten für die Terme

$$\sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2}} \quad \text{und} \quad \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2}}$$

<sup>19</sup>Siehe GREENE (1997), S. 624.

<sup>20</sup>BATTESE, FULLER (1973), S. 628.

<sup>21</sup>Dies wird in Lemma 1 bei BATTESE, FULLER (1973), S. 626 beschrieben. Daß die genannten Bedingungen in dem diskutierten Fall gelten, zeigen die Autoren auf den Seiten 627 f.



zu berücksichtigen. Die Herleitung des Ergebnisses erfolgt unter mehrfacher Anwendung des oben erläuterten Zusammenhangs (3.16).<sup>22</sup> Im folgenden Unterabschnitt wird erläutert, wie das GLS-Verfahren durchgeführt wird und insbesondere wie die Varianzkomponenten geschätzt werden.

### 3.1.3.2 Die Schätzung von Random Effects Modellen mit Hilfe der GLS-Methode

Bekanntlich kann der Schätzer für  $\beta$  anhand der GLS-Methode über die Formel

$$\hat{\beta}_{GLS} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{y} \quad (3.18)$$

berechnet werden.<sup>23</sup> Allerdings führt dies in einem Panelmodell mit einer hohen Anzahl von Beobachtungen ( $N \cdot T$ ) unweigerlich zu einer Matrix  $\Omega^{-1}$ , die sehr große Dimensionen aufweist und auch für neuere Computerprogramme schwierig handhabbar ist. In der Literatur findet sich deshalb immer wieder der Vorschlag, die Datenreihen zuvor mit Hilfe der Komponenten in  $\Sigma^{-\frac{1}{2}}$  geeignet zu transformieren und anschließend den GLS-Schätzer anhand der transformierten Variablen zu berechnen.<sup>24</sup> Spezifiziert man die Störgröße  $v_{it}$  mit individueller und zeitlicher Komponente wie in (3.12), so werden die transformierten Variablen - im folgenden durch ein hochgestelltes "x" gekennzeichnet - durch die Gleichungen

$$y_{it}^x = y_{it} - \theta_1 \bar{y}_i - \theta_2 \bar{y}_t + \theta_3 \bar{y}$$

und

$$x_{jit}^x = x_{jit} - \theta_1 \bar{x}_i - \theta_2 \bar{x}_t + \theta_3 \bar{x} \quad , \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (3.19)$$

berechnet. Die  $\bar{y}_i$  und  $\bar{x}_i$ ,  $i = 1, \dots, N$ , bezeichnen wiederum die individuellen und die  $\bar{y}_t$  und  $\bar{x}_t$ ,  $t = 1, \dots, T$ , die periodischen Mittelwerte.<sup>25</sup> Weiterhin sind

$$\theta_1 = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2}} \quad , \quad (3.20)$$

$$\theta_2 = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + N\sigma_\lambda^2}} \quad \text{und} \quad (3.21)$$

<sup>22</sup>Für die Herleitung siehe BATTESE, FULLER (1973), S. 630 f. Das Ergebnis bei zusätzlichen zeitlichen Störkomponenten ist unter anderem auch bei BATTESE, FULLER (1974), S. 84 oder JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 342 zu finden.

<sup>23</sup>Z.B. bei HUSSAIN, WALLACE (1969), S. 59.

<sup>24</sup>Vgl. JOHNSTON, DI NARDO (1997), S. 394, JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 333 oder BATTESE, FULLER (1974), S. 91.

<sup>25</sup>Vgl. zur Berechnung S. 37.

$$\theta_3 = \theta_1 + \theta_2 - 1 + \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2 + N\sigma_\lambda^2}}. \quad (3.22)$$

Werden nur individuelle (bzw. zeitliche) Fehlerkomponenten unterstellt, so werden die Transformationen nur mit  $\theta_1$  ( $\theta_2$ ) errechnet, da die übrigen Faktoren für  $\sigma_\lambda^2 = 0$  ( $\sigma_\mu^2 = 0$ ) gerade den Wert null annehmen.

Interessant ist in diesem Zusammenhang die Bedeutung der einzelnen Koeffizienten  $\theta_1$ ,  $\theta_2$  und  $\theta_3$ , da an ihnen deutlich wird, daß der GLS-Schätzer lediglich die gewichtete Summe zwischen den Fixed Effects Schätzern und dem OLS-Schätzer für das gepoolte Modell aus Gleichung (3.2) ist. Gehen z.B. die Varianzen der individuellen und der zeitlichen Komponenten  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_\lambda^2$  gegen null, so konvergieren auch die  $\theta_i$ ,  $i = 1, 2, 3$  gegen den Wert null. Berücksichtigt man dies bei der Variablentransformation, so zeigt sich für den Grenzfall  $\sigma_\lambda^2 = \sigma_\mu^2 = 0$ , daß  $y_{it}^\times = y_{it}$ . In diesem Fall entspricht der GLS-Schätzer gerade der Schätzung für das gepoolte Modell.

Andererseits konvergieren die  $\theta_i$ ,  $i = 1, 2, 3$ , bei sehr großen Varianzkomponenten gegen den Wert eins. In diesem Grenzfall ist der GLS-Schätzer identisch mit dem KQ-Schätzer für das Modell (3.6) für individuelle und periodische Fixed Effects. Aus diesen Gründen ist sinnvoll, bei der Analyse der Schätzergebnisse auch die Varianzkomponenten oder die Koeffizienten  $\theta_1$  und  $\theta_2$  näher zu betrachten.

Meist sind die Varianzen  $\sigma_\lambda^2$ ,  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_u^2$  nicht bekannt. In einem solchen Fall müssen diese Größen geschätzt werden, um die durchführbare GLS-Methode (EGLS) anwenden zu können. In der Literatur gibt es eine Reihe von Vorschlägen, wie die Komponenten approximiert werden können. So werden häufig die Residuen des OLS-Schätzers für das gepoolte Modell genutzt, um Schätzer für  $\sigma_\lambda^2$ ,  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_u^2$  zu erhalten. Dieses Vorgehen wird z.B. bei JOHNSTON (1991), S. 404 oder bei HUSSAIN, WALLACE (1969), S. 65 beschrieben. Andere Autoren schlagen eine Maximum Likelihood Schätzung der einzelnen Komponenten vor.<sup>26</sup> Aus Gründen des Berechnungsaufwandes wird in dieser Arbeit auf das sogenannte *fitting-of-constants* Verfahren zurückgegriffen.<sup>27</sup>

Dabei werden für die Varianzkomponenten  $\sigma_\lambda^2$ ,  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_u^2$  drei Schätzungen durchgeführt. Zunächst wird die Varianz über alle Unternehmen und Perioden ( $\sigma_u^2$ ) mit Hilfe eines Fixed Effects Modells berechnet. Die individuellen Komponenten werden dabei durch die Abweichungen von den individuellen Mittelwerten und die

<sup>26</sup>Vergleiche insbesondere AMEMIYA (1971), S.8.

<sup>27</sup>Siehe BATTESE, FULLER (1974), S. 85.

zeitlichen Komponenten durch Dummy-Variablen berücksichtigt.<sup>28</sup>

Die Varianz zwischen den einzelnen Unternehmen ( $\sigma_\mu^2$ ) wird anhand der Regression der individuellen Mittelwerte geschätzt. Dementsprechend wird die zeitliche Varianzkomponente ( $\sigma_\lambda^2$ ) in einem Regressionsmodell mit Periodenmittelwerten gewonnen.  $\hat{\sigma}_\mu^2$  und  $\hat{\sigma}_\lambda^2$  werden als Differenz der Streuung der jeweiligen Regression und dem mit  $T$  bzw.  $J$  normiertem Schätzer  $\hat{\sigma}_u^2$  berechnet.<sup>29</sup>

Insbesondere bei der Schätzung von  $\sigma_\lambda^2$  kann es zu Problemen kommen, da bei kleinem  $T$  die Zahl der Freiheitsgrade niedrig ist. Die Gefahr eines erheblichen Schätzfehlers erfordert deshalb, den Koeffizienten  $\hat{\theta}_2$  gesondert zu betrachten: Bei diesem Vorgehen ist nicht gewährleistet, daß alle Komponenten ein positives Vorzeichen haben. Ist dies nicht der Fall, so wird in der Literatur vorgeschlagen, dies als Indiz für eine geringe Bedeutung der entsprechenden Varianzkomponente zu nehmen und dieselbe auf null zu setzen.<sup>30</sup>

Die Schätzungen für die  $\theta$ -Parameter werden im übrigen wie in den Gleichungen (3.20) bis (3.22) berechnet, indem die jeweiligen Varianzschätzer eingesetzt werden. Die Koeffizienten werden anschließend durch das KQ-Verfahren mit Hilfe der transformierten Variablen geschätzt  $\hat{\beta}_{RE} = (\mathbf{X}^\times' \mathbf{X}^\times)^{-1} \mathbf{X}^\times' \mathbf{y}^\times$ , wobei  $\mathbf{X}^\times$  und  $\mathbf{y}^\times$  entsprechend 3.19 mit den geschätzten  $\theta$ -Parametern berechnet werden.

### 3.1.4 Verfahren zur Überprüfung der Schätzergebnisse

In den meisten empirischen Anwendungen ist a priori nicht klar, ob die Fixed Effects oder die Random Effects Spezifikation korrekt ist. Dies gilt im besonderen für die Panelmodelle, die im Rahmen dieser Arbeit analysiert werden. Wie kann eine Paneluntersuchung sinnvoll durchgeführt werden, wenn die exakte Modellstruktur unbekannt ist? Zu diesem Problem werden drei wesentliche Argumente dargestellt, die das Verfahren bei den empirischen Analysen begründen:

1. Der Fixed Effects Schätzer liefert asymptotisch konsistente Schätzungen, auch wenn die wirkliche Modellstruktur zufällige Effekte enthält. Allerdings sind die Ergebnisse in diesem Fall ineffizient und die Tests somit nicht aussagekräftig. Auf der anderen Seite sind die Random Effects Schätzungen nur konsistent und effizient, wenn die wahre Spezifikation zufällige Komponenten enthält.

<sup>28</sup>Häufig wird ein solches Modell durch eine zweifache Mittelwertbereinigung spezifiziert vgl. BATTESE, FULLER (1974), S. 85. Hier wird jedoch eine Modellierung der Zeitkomponente durch Dummies vorgenommen, wie in Abschnitt (4.1.1) erläutert.

<sup>29</sup>Für die Formel der individuellen Varianzkomponenten siehe GREENE (1997), S. 627.

<sup>30</sup>BATTESE, FULLER (1974), S.72.

2. Die Random Effects Modelle unterstellen, daß die individuellen Effekte und die exogenen Regressoren unkorreliert sind. Wie GREENE (1997), S. 630 darlegt, kann diese Hypothese nicht gerechtfertigt werden. Ursache für eine solche Beobachtung können auch fehlende Variablen sein, welche die individuellen Komponenten und die Exogenen unkorreliert erscheinen lassen. Dann läge jedoch eine Fehlspezifikation des Modells vor.
3. Für die Berechnung der Gewichtungskoeffizienten beim EGLS-Verfahren ist die Schätzung der Varianzkomponenten notwendig. Dies bringt einen weiteren Unsicherheitsfaktor in die Untersuchungen, da bei fehlerhafter oder ungenauer Schätzung der Varianzen auch der EGLS-Schätzer verzerrt ist.

Aus den Überlegungen werden für das Vorgehen in den empirischen Analysen Konsequenzen gezogen. Die Untersuchungen erfolgen in zwei Stufen:

- In der ersten Stufe wird ein Fixed Effects Modell spezifiziert und mit Hilfe der KQ-Methode geschätzt. Es wird davon ausgegangen, daß die Spezifikation korrekt ist, und die herkömmliche  $F$ - und  $t$ -Tests auf Parameterhypothesen durchgeführt werden können.
- In der zweiten Stufe werden zunächst die Random Effects Schätzungen durchgeführt, um zu analysieren, ob die Ergebnisse robust gegenüber der Variation fester und zufälliger Effekte sind. Anschließend werden verschiedene Spezifikationstests durchgeführt, die dazu dienen, die Fixed Effects Hypothese zu überprüfen.

In den folgenden Unterabschnitten wird erläutert, wie bei den Robustheitsuntersuchungen, bei den Tests der Fixed Effects Schätzungen und bei den Spezifikationstests vorgegangen wird.

#### 3.1.4.1 Tests der Fixed Effects Schätzungen

Um die Schätzer der Fixed Effects Modelle abzusichern, werden eine Reihe von Standarduntersuchungen durchgeführt: Für jede Schätzung wird die gemeinsame Signifikanz aller unabhängigen Variablen inklusive der individuellen Komponenten, jedoch mit Ausnahme der Konstanten, überprüft. Dies erfolgt anhand eines  $F$ -Tests, und die Teststatistik wird anhand der Formel

$$F_{\hat{\beta}} = \frac{R^2}{(1 - R^2)} \cdot \frac{N \cdot T - (J + N + 1)}{J + N} \sim F(J + N, N \cdot T - (J + N + 1))$$

ermittelt, wenn nur firmenindividuelle Fixed Effects wie in der Gleichung (3.8) spezifiziert werden; werden zusätzlich zeitlich feste Komponenten durch Dummies berücksichtigt, so müssen im Zähler und Nenner  $(T - 1)$  Freiheitsgrade ergänzt werden. Für weitere Erläuterungen dieses Verfahrens sei auf ökonometrische Lehrbücher verwiesen.<sup>31</sup>

Ebenso werden die üblichen  $t$ -Tests auf Verschiedenheit von null für die einzelnen Koeffizienten durchgeführt, wenn die allgemeine Nullhypothese für alle Parameter widerlegt wird.<sup>32</sup> Die Teststatistiken ergeben sich dabei z.B. für die Schätzungen des Parametervektors  $\beta$  als

$$t_{\hat{\beta}_i} = \frac{\hat{\beta}_i}{\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_i)} \quad , \quad t(NT - (N + J)) \quad \text{für } i = 1, 2, \dots, N .$$

Wichtig ist hier die Schätzung der Varianz des jeweiligen Parameters. Zwar wird versucht, das Problem der Heteroskedastizität des Störterms durch die geeignete Spezifikation fester oder zufälliger Effekte weitgehend zu beseitigen, doch ist es möglich, daß die Residuen nach wie vor heteroskedastisch sind. Dies hat asymptotisch konsistente aber ineffiziente Schätzergebnisse zur Folge.<sup>33</sup>

Der möglicherweise im Modell verbleibenden Heteroskedastie muß Rechnung getragen werden.<sup>34</sup> So kann erneut eine verallgemeinerte KQ-Schätzung mit geeigneten Varianzschätzungen vorgenommen werden. Dabei ist allerdings zu beachten, daß Vorstellungen über die Ursachen und Strukturen der Heteroskedastie vorhanden sein müßten, wie dies z.B. bei den Random Effects Modellen der Fall ist.

Hier wird wie folgt auf die verbleibende Heteroskedastie reagiert: Die Modelle werden in Quoten geschätzt, um Größeneffekte durch eine geeignete Skalierung zu eliminieren. Zudem wird ein Vorgehen gewählt, bei dem die Annahmeverletzung lediglich bei der Berechnung der Varianzen der einzelnen Parameterschätzungen, nicht jedoch beim Schätzvorgang selbst, berücksichtigt wird. Dazu schlägt WHITE (1980) vor, bei der Varianzschätzung anhand der Gleichung

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\sigma_e^2\hat{\Omega}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad , \quad (3.23)$$

<sup>31</sup>So z.B. bei JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 94 f. oder GUJARATI (1995), S. 298.

<sup>32</sup>Standardmäßig werden keine einseitigen Tests verwendet, da a priori nicht für alle Koeffizienten eine eindeutige Wirkungsrichtung bekannt ist. Gegebenenfalls werden anhand geeigneter Konfidenzintervalle weitere Hypothesen überprüft.

<sup>33</sup>Siehe JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 125 ff. oder JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 162 ff.

<sup>34</sup>Zu diesem Problem siehe GREENE (1997), S. 635 ff.

mit  $\sigma_e^2$  als Varianz der empirischen Störgrößen und  $\widehat{\Omega} \neq \mathbf{I}_{NT}$  als geschätzter Varianz-Kovarianzmatrix, die Diagonalelemente in  $\sigma_e^2 \widehat{\Omega}$  durch das jeweilige quadrierte Residuum zu ersetzen. Es gilt somit<sup>35</sup>

$$\sigma_e^2 \widehat{\Omega} = \text{Diag}(\widehat{e}_1^2, \widehat{e}_2^2, \dots, \widehat{e}_{NT}^2) \quad . \quad (3.24)$$

WHITE (1980), S. 820 f. zeigt, daß dieses Verfahren asymptotisch zu einer unverzerrten Schätzung der Varianz-Kovarianzmatrix führt.<sup>36</sup> In der praktischen Anwendung hat dieses Vorgehen im wesentlichen drei Folgen:

1. Die Schätzungen mittels OLS bleiben unverändert und sind asymptotisch konsistent.
2. Es ergeben sich veränderte Schätzungen für die Standardfehler der Parameter. Die Richtung der Veränderungen ist a priori nicht klar.<sup>37</sup>
3. Die  $t$ -Tests und auch der oben erläuterte  $F$ -Test sind asymptotisch valide.

Alle in dieser Arbeit durchgeführten Tests erfolgen unter Verwendung der heteroskedastiekonsistenten Varianz-Kovarianzmatrix.

### 3.1.4.2 Random Effects Schätzer und die Robustheit der Ergebnisse

Einen ersten Hinweis auf die Robustheit der Ergebnisse geben die Random Effects Schätzungen der Modelle: Liegen die berechneten Koeffizienten nahe bei denen der Fixed Effects Spezifikationen, deutet dies darauf hin, daß es vorzuziehen ist, zufällige Komponenten zu berücksichtigen. In diesem Fall sind die Tests der Random Effects Parameter asymptotisch valide, während die vorhergegangenen Hypothesentests nicht aussagekräftig sind.

<sup>35</sup>Vgl. JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 164 und WHITE (1980), S. 819.

<sup>36</sup>In einer Reihe von Arbeiten wird die Transformation nach NEWEY, WEST (1987) genutzt, um heteroskedastie- und zudem autokorrelationskonsistente Schätzungen der Varianzen zu erhalten, vgl. WHITED (1992), S. 1437 oder HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 690. Dieser Berechnungsweise wird in dieser Arbeit nicht gefolgt, da dabei die Lagordnung zu spezifizieren ist, bis zu der verzögerte Residuen berücksichtigt werden, siehe NEWEY, WEST (1987), S. 704. Der hier verwendete Paneldatensatz enthält jedoch keine ausreichende Anzahl von Beobachtungsperioden, um die Berechnungen sinnvoll durchzuführen.

<sup>37</sup>Die Varianzen nach WHITE (1980) können je nach Ausgestaltung der Heteroskedastie sowohl größer als auch kleiner als die üblichen OLS-Varianzen sein, vgl. DAVIDSON, MACKINNON (1993), S. 550.

Liegen die Schätzungen für die Fixed Effects und die Random Effects Spezifikation weit auseinander, so ist dies ein Indiz, daß feste individuelle Effekte berücksichtigt werden sollten, da der Random Effects Schätzer auch asymptotisch nicht konsistent ist.

Wie beschrieben sind die EGLS-Schätzer für die Random Effects Modelle als gewichtete Summen des jeweiligen Fixed Effects und des OLS-Schätzers für das gepoolte Modell interpretierbar. Zudem sind die Varianzkomponenten unbekannt und müssen geschätzt werden. Deshalb wird zusätzlich die Fragestellung betrachtet, wie sich die Schätzungen relevanter Koeffizienten in den Random Effects Modellen verändern, wenn die Koeffizienten  $\theta_1$  und/oder  $\theta_2$  variiert werden und ob die EGLS-Schätzung gegen eine solche Variation robust ist.

Wie die Robustheitsuntersuchungen durchgeführt werden, kann leicht erläutert werden: Ein interessierender Parameter wird ausgewählt, und die Veränderung der Schätzung dieses Koeffizienten in Abhängigkeit zu den unterschiedlichen Komponentengewichten  $\theta_1$  und  $\theta_2$  wird dargestellt. Die Schätzungen erfolgen wie in Abschnitt (4.1.3.2) beschrieben. Es kann jeweils nur ein Parameter betrachtet werden: Aus diesem Grund werden die Untersuchungen lediglich für ausgewählte Schätzungen vorgenommen.

Die Analysen zu der Robustheit der Fixed Effects Schätzungen geben bislang lediglich einen intuitiven Eindruck, ob die gewählte Spezifikation korrekt ist oder nicht. Deshalb ist es sinnvoll, statistische Tests der Annahme fester, individueller Komponenten durchzuführen.

### 3.1.4.3 F-Tests der Fixed Effects Hypothese

Zunächst wird ein Restriktionstest der individuellen und/oder temporären festen Effekte durchgeführt.<sup>38</sup> Dabei ist es möglich, die Hypothesen  $\mu_i = 0, \lambda_t = 0$  oder  $\mu_i = \lambda_t = 0, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$  zu überprüfen. Am Beispiel eines Tests auf die Nullhypothese  $\mu_i = 0$  wird das Vorgehen erläutert. Es wird in folgenden Schritten verfahren:

1. Das restringierte Modell, hier die gepoolte Spezifikation, wird geschätzt und die Residuenquadratsumme  $S_R$  berechnet.

---

<sup>38</sup>Für die Durchführung solcher  $F$ -Tests auf beliebige Restriktionen des Parametervektors siehe JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 90 ff. oder GUJARATI (1995), S. 295. Wie diese Tests bei Panelmodellen anzuwenden sind, beschreibt HSIAO (1986), S. 15 ff. ausführlich.

2. Der unrestringierte Schätzer mit individuellen Effekten sowie die Residuenquadratsumme  $S_U$  werden errechnet.
3. Die Teststatistik erhält man anhand der Formel<sup>39</sup>

$$F_{FE} = \frac{\frac{S_R - S_U}{N-1}}{\frac{S_U}{N \cdot (T-1) - J}} \quad . \quad (3.25)$$

Diese folgt einer  $F$ -Verteilung mit  $N - 1$  und  $N \cdot (T - 1) - J$  Freiheitsgraden. Die Residuenquadratsumme sowie die Anzahl der Freiheitsgrade müssen je nach Wahl der Nullhypothese variiert werden.

Dieses Verfahren gibt einen Einblick, ob die Hypothesen bezüglich der individuellen und periodischen Effekte statistisch haltbar sind. Es ist jedoch nicht möglich, Annahmen über die Varianz der Fehlerkomponenten zu testen.

#### 3.1.4.4 Lagrange Multiplikator Test

Will man Hypothesen über die Varianzkomponenten untersuchen, so bietet sich ein Verfahren an, das von BREUSCH, PAGAN (1980) vorgeschlagen wurde.<sup>40</sup> Dabei wird von der Random Effects Darstellung mit firmenindividuellen und zeitlichen Komponenten (3.11) ausgegangen. Schätzt man diese Gleichung, ohne die Struktur des Störterms zu berücksichtigen, indem das herkömmliche OLS-Verfahren angewendet wird, so erhält man die Regressionsresiduen des gepoolten Modells (3.11)  $\hat{v}_{it}$ ,  $i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T$ . Mit diesen Residuen können Hypothesen über die einzelnen Varianzkomponenten getestet werden. So ergibt sich z.B. für die Nullhypothese  $\sigma_\mu^2 = 0$  die Teststatistik

$$g_1 = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \sum_{i=1}^N \left( \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it} \right)^2 - 1 \right]^2 \quad , \quad (3.26)$$

die  $\chi^2(1)$  verteilt ist.<sup>41</sup> Dementsprechend kann auch die Varianz der periodischen Fehlerkomponente  $\sigma_\lambda^2 = 0$  getestet werden durch

$$g_2 = \frac{NT}{2(N-1)} \left[ \sum_{t=1}^T \left( \sum_{i=1}^N \hat{v}_{it} \right)^2 - 1 \right]^2 \quad . \quad (3.27)$$

<sup>39</sup>Für diese Gleichung siehe HSIAO (1986), S. 16., Gleichung 2.2.16 oder GREENE (1997), S. 617. Zu herkömmlichen  $F$ -Tests vgl. JOHNSTON (1991), S. 188 f.

<sup>40</sup>Siehe BREUSCH, PAGAN (1980), S. 246f. Dieses Verfahren wird z.B. bei JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345 oder GREENE (1997), S. 629 f. dargestellt. Eine Anwendung ist bei FRISSE, FUNKE, LANKES (1991), S. 8 zu finden.

<sup>41</sup>Vgl. BREUSCH, PAGAN (1980), S. 247.



Die gemeinsame Nullhypothese  $\sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$  kann durch

$$g_3 = g_1 + g_2 \quad (3.28)$$

überprüft werden. Diese folgt ebenfalls einer  $\chi^2$ -Verteilung, jedoch mit zwei Freiheitsgraden.

### 3.1.4.5 Hausman-Test

Ein häufig verwendetes Testverfahren, um zwischen Fixed Effects und Random Effects Modellen zu unterscheiden, ist der sogenannte HAUSMAN-Spezifikationstest.<sup>42</sup> Die Nullhypothese lautet: Die individuellen Effekte und die exogenen Variablen sind unkorreliert, und das Random Effects Modell ist korrekt spezifiziert.

Dieser Test nutzt folgenden Zusammenhang aus: Unter der Nullhypothese sind die  $\mu_i, i = 1, \dots, N$  und die exogenen Variablen unabhängig voneinander und sowohl der Fixed Effects als auch der Random Effects Schätzer ist konsistent, jedoch erhält man durch die Fixed Effects Schätzung ineffiziente Ergebnisse. In diesem Fall sollte der Differenzvektor  $(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$  relativ kleine Werte annehmen, während die Varianz-Kovarianzmatrix  $\text{Cov}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$  größere Beträge aufweist. Die Matrix  $\text{Cov}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$  erhält man nach HAUSMAN (1978), S. 1254 durch

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) = \text{Cov}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{Cov}(\hat{\beta}_{RE}) .$$

Die Teststatistik wird dann nach der Formel

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [\text{Cov}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{Cov}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$$

berechnet. Die Teststatistik nimmt kleine Werte an, wenn der Differenzvektor niedrige Beträge enthält: Die Nullhypothese kann dann nicht abgelehnt werden, wenn tatsächlich zufällige Effekte vorliegen.

Im umgekehrten Fall, wenn ein Fixed Effects Modell korrekt ist, ist der Random Effects Schätzer jedoch nicht konsistent, und die Differenz der Parametervektoren wird auch asymptotisch nicht verschwinden. Unter diesen Umständen kann die Nullhypothese des Tests und somit die Annahme der zufälligen Effekte abgelehnt werden. Es kann gezeigt werden, daß die Teststatistik  $\chi^2$ -verteilt mit  $J$  Freiheitsgraden ist, wobei  $J$  wie oben die Dimension der Vektoren  $\hat{\beta}_{FE}$  und  $\hat{\beta}_{RE}$  bezeichnet.<sup>43</sup>

<sup>42</sup>Nach HAUSMAN (1978).

<sup>43</sup>Für die obigen Ausführungen vgl. vor allen Dingen GREENE (1997), S. 632. Aber auch HSIAO (1986) oder JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980) erläutern dieses Verfahren.

Auch dieses Verfahren wird bei den Untersuchungen verwendet, jedoch werden die Ergebnisse nicht wie für die übrigen Tests tabelliert, sondern lediglich im Einzelfall diskutiert.

Es sind alle Verfahren dargestellt, die bei den empirischen Analysen verwendet werden: Im folgenden Abschnitt werden die verfügbaren Daten und die untersuchten Modellspezifikationen erläutert.

## 3.2 Datenbasis und Spezifikation des ökonometrischen Modells

### 3.2.1 Stand der Literatur

Auf internationaler Ebene existieren eine Reihe von Arbeiten, die auf den Bilanzdaten von Unternehmen basieren. In diesem Zusammenhang können die Untersuchungen von NG, SCHALLER (1996) oder CHIRINKO, SCHALLER (1995) für Kanada und die Arbeiten von BLUNDELL, BOND, DEVEREUX, SCHIANTARELLI (1992) und BOND, MEGHIR (1994) für Großbritannien genannt werden. Für die USA liegen zahlreiche Analysen vor, so z.B. die richtungsweisende Arbeit von FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988) und ähnliche Ansätze von FAZZARI, ATHEY (1987) sowie CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998). Aber auch speziellere Fragestellungen oder ökonometrische Verfahren werden betrachtet, wie z.B. bei BIERLEN, FEATHERSTONE (1998), HU, SCHIANTARELLI (1998) oder WHITED (1992).

Für die Bundesrepublik Deutschland sind kaum Untersuchungen zu finden, die Bilanzdaten auf mikroökonomischer Ebene zur Überprüfung von Modellen mit Kapitalmarktrestriktionen verwenden. Hier sind lediglich die neueren Arbeiten von FUNKE, MAURER, SIDDIQUI, STRULIK (1998) und BÖHM, FUNKE, SIEGFRIED (1999) zu nennen. Die Ursache liegt zum einen in einer geringeren Verfügbarkeit von Daten in Deutschland, aber auch in den unterschiedlichen Bilanzierungsprinzipien im deutschen und angelsächsischen Bilanzierungsrecht. So steht im deutschen Bilanzierungsrecht der Gläubigerschutz mit einer starken Betonung des Vorsichtsprinzips bei der Bewertung der Bilanzpositionen im Vordergrund, während insbesondere in den USA die wichtigste Aufgabe der Unternehmensbilanz darin gesehen wird, objektive und marktnahe Informationen für interne und externe Interessenten bereitzustellen.<sup>44</sup>

---

<sup>44</sup>Die Diskussion um die Ausgestaltung sowie die Vor- und Nachteile des Bilanzierungsrechts

Quellen, die für die genannten oder ähnliche Fragestellungen die Ergebnisse von Umfragen auswerten, sind für den deutschen Wirtschaftsraum häufiger zu finden. Insbesondere die Unternehmensbefragungen des IFO-Instituts werden dazu herangezogen, wie z.B. bei WINKER (1993) und SMOLNY, SCHNEEWEIS (1999), oder die Daten von Kreditverträgen werden analysiert<sup>45</sup>.

Der Weg, der hier eingeschlagen wird, ist für die Bundesrepublik Deutschland neu: In den folgenden empirischen Untersuchungen wird versucht, anhand einer Bilanzdatenbank für deutsche Unternehmen die in Abschnitt 2 erläuterten Zusammenhänge zu überprüfen.

Die verwendete Datenbank wird im allgemeinen genutzt, um die Markt- und Konkurrenzsituationen eines Unternehmens zu untersuchen. Die Zielsetzung der herkömmlichen Anwender kann den Bestrebungen einer wissenschaftlichen Analyse entgegengerichtet sein: Da Unternehmen meist an aktuellen Informationen für einen kleineren Kreis von Kunden oder Konkurrenten interessiert sind, könnten die wissenschaftlichen Anforderungen an das Datenmaterial, wie z.B. Exaktheit und Umfang der Daten, nicht gegeben sein. Vor diesem Hintergrund müssen bei den Untersuchungen folgenden Probleme beachtet werden:

1. Liegt ein ausreichend großer und konstanter Berichtskreis an Unternehmen vor, und sind die Zeitreihen lang genug?
2. Wie ist die Qualität in Bezug auf Ausreißer, z.B. durch Erhebungs- oder Eingabefehler, zu beurteilen?
3. Sind Bilanzdaten für den deutschen Wirtschaftsraum für derartige Analysen geeignet?

Ein Vergleich mit anderen Datenquellen ist nur eingeschränkt möglich, da für diesen Zweck lediglich aggregierte Daten der Bundesbank verfügbar sind. Auch die Stichprobeneigenschaften des Datensatzes bezüglich der Gesamtheit können in dieser Arbeit nicht untersucht werden. In diesem Zusammenhang werden jedoch Annahmen über Besonderheiten der verwendeten Datenbasis diskutiert.

---

nimmt einen breiten Raum in der betriebswirtschaftlichen Literatur ein und ist für den Verlauf dieser Arbeit nur von untergeordneter Bedeutung. Zu diesem Themenbereich sei auf die entsprechende Literatur verwiesen, wie z.B. zu den deutschen Bilanzierungsprinzipien WÖHE (1990), S. 1042. Die verschiedenen Bilanzierungsphilosophien diskutieren z.B. MOXTER (1995) oder STEIN (1994).

<sup>45</sup>Siehe z.B. HARHOFF, KÖRTING (1998).

Aufgrund des vorliegenden Datenmaterials ist es nicht möglich, die ökonomischen Modelle aus der Literatur direkt auf die ökonometrische Spezifikation zu übertragen. Einer der folgenden Unterabschnitte erläutert aus diesem Grund, wie ein schätzbares Modell abgeleitet und überprüfbare Hypothesen formuliert werden können. Zuvor werden die relevanten Variablen definiert. Im abschließenden Teil dieses Kapitels werden die Probleme, die bei der Verwendung des Datensatzes auftreten, diskutiert.

### 3.2.2 Definitionen und Erläuterungen zu den Variablen

Die Definitionen der Variablen sowie deren Bezeichnungen sind in der Tabelle 3.1 angegeben. Zudem sind dort die Abkürzungen zu finden, die in den Ergebnistabellen der empirischen Untersuchungen verwendet werden. Wie zu erkennen, werden dabei jeweils zwei Investitionsquoten, Cash Flow-Quoten und Renditen dargestellt.

Die erste Investitionsquote  $IQ1$  gibt das Verhältnis der Zugänge zum Sachanlagenkapital in einem Jahr zum Sachanlagenbestand am Beginn dieser Periode an. Die Investitionen selbst werden somit als Zugänge zum Sachanlagenbestand definiert. Die Sachanlagen umfassen dabei den Bestand an Grundstücken und Bauten sowie die Anlagen und Maschinen. Die betrachtete Investitionsgröße umfaßt somit lediglich physische Zugänge; immaterielle Vermögensgegenstände werden nicht betrachtet. Durch dieses Vorgehen werden mögliche Bewertungsprobleme umgangen, die sich bei der Bilanzierung immaterieller Vermögensbestandteile ergeben; allerdings muß mit einer eingeschränkten Investitionsdefinition gearbeitet werden.

Weiterhin werden die Investitionen zum Gesamtkapital der Vorperiode des jeweiligen Unternehmens in Beziehung gesetzt ( $IQ2$ ). Diese Größe erfaßt neben den physischen Sachanlagen auch alle anderen Vermögensgegenstände, also auch Gegenstände des Umlaufvermögens und alle Finanzanlagen. A priori ist zu vermuten, daß die Investitionsquote zum Sachanlagenbestand ( $IQ1$ ) die relevanten Zusammenhänge besser erfaßt. Da Kontrolluntersuchungen mit der Variablen  $IQ2$  keine weiteren Erkenntnisse liefern, basieren die empirischen Untersuchungen auf dem Sachanlagenkapital als Basisgröße. Lediglich bei den beschreibenden Analysen werden zusätzlich die entsprechenden Gesamtkapitalquoten betrachtet.

Wie die Investitionen, werden der Cash-Flow und das Bilanzergebnis der einzelnen Unternehmen sowohl zum Sachanlagenbestand als auch zum Gesamtkapital ins Verhältnis gesetzt. Für den Cash Flow wird der Wert verwendet, der in der Bilanzdatenbank gegeben ist. Dieser wird von den Unternehmen selbst berechnet

Tabelle 3.1: Bezeichnungen und Definitionen der Variablen

<b>Variable</b>	<b>Definition</b>	<b>Kürzel</b>
Investitionsquote1	Zugänge zu SA in $t$ / SA in $t - 1$	<i>IQ1</i>
Investitionsquote2	Zugänge zu SA in $t$ / GK in $t - 1$	<i>IQ2</i>
Cash Flow-Quote1	Cash Flow / SA in $t - 1$	<i>CF1</i>
Cash Flow-Quote2	Cash Flow / GK in $t - 1$	<i>CF2</i>
Sachanlagenrendite	Bilanzgewinn / SA	<i>SAR</i>
Gesamtkapitalrendite	Bilanzgewinn / GK	<i>GKR</i>
Abnutzungsgrad	Anteil der kumulierten Abschr. am SA	<i>ANG</i>
Bil.summenwachstum	Jahreswachstumsrate der Bilanzsumme	<i>WBS</i>
Coverage Ratio	Zinszahlungen/(Cash Flow+Zinszahlungen)	<i>COV</i>
Fremdkapitalquote	Anteil des Fremdkapitals am GK	<i>FKQ</i>
Bankverbindl.anteil	Anteil der Bankverbindl. an allen	<i>BVA</i>

Anmerkungen:

a) SA steht für den Sachanlagenbestand

b) GK steht für das Gesamtkapital

und zur Verfügung gestellt. Dieses Vorgehen hat den Nachteil, daß die Berechnung des Cash Flow nicht nachvollzogen werden kann. Dafür sind im wesentlichen zwei Gründe zu nennen.

Zum einen sind für viele Unternehmen nicht alle Werte, die für die Berechnung des Cash Flow notwendig sind, im Datenmaterial enthalten, so daß eine nachträgliche Kontrolle unmöglich ist. Zum anderen ist nicht klar, welche der zahlreichen Cash Flow-Definitionen für die Berechnungen in den Unternehmen herangezogen wurden.<sup>46</sup> Es gibt jedoch gute Gründe, davon auszugehen, daß die in der Datenbasis enthaltene Variable eine sinnvolle Näherung bietet und deshalb verwendet werden kann: So ist klar, daß auch die Unternehmen die von ihnen berechnete Variable als Informationsbasis nutzen.

Ist der Cash Flow eine Entscheidungskennziffer bei der Investitionsplanung, kann davon ausgegangen werden, daß dies aufgrund der vorhandenen Information geschieht. Zudem sind Angaben für den Cash Flow wesentlich häufiger als Werte für die einzelnen Variablen, aus denen ein eigenständiger Cash Flow berechnet werden

<sup>46</sup>Eine kurze Darstellung einiger Cash Flow-Definitionen ist beispielsweise bei WÖHE (1990), S. 1033 ff. zu finden.

könnte, in den Daten enthalten. In dem Interesse, eine hohe Zahl von Beobachtungen für die empirischen Untersuchungen zu erhalten, wird die gegebene Cash Flow Variable genutzt.<sup>47</sup>

Um die Renditekennziffern *SAR* und *GKR* zu berechnen, wird im Zähler das Bilanzergebnis verwendet. Dieses weicht von dem Jahresergebnis ab, das in der Gewinn- und Verlustrechnung ermittelt wird, da die Dividendenzahlungen oder Ausschüttungen abgezogen werden. Das Bilanzergebnis ist somit eine relevante Größe, da alle im Unternehmen verbleibenden Gewinne beziehungsweise realisierten Verluste enthalten sind. Anders als der Cash Flow ist das Bilanzergebnis stärker an den Ertragsmöglichkeiten des Unternehmens orientiert als an der Finanzkraft.

Verwendet wird ferner der Abnutzungsgrad der bestehenden Sachanlagen: Diese Kennzahl berechnet sich aus den kumulierten Abschreibungen auf die bestehenden Anlagen und ist ebenfalls der Datenbank entnommen. Am besten wäre eine Reihe geeignet, die den physischen Verschleiß und die technische sowie wirtschaftliche Alterung widerspiegelt. Solche Daten sind jedoch nicht verfügbar und auf Unternehmensebene kaum erhältlich. Die *ANG*-Variable kann näherungsweise die Alters- und Verschleißstruktur der Anlagen in einem Unternehmen darstellen, wenngleich zu berücksichtigen ist, daß auch andere Tatbestände auf sie einwirken, wie z.B. die Sonderabschreibungen.<sup>48</sup>

Um das Unternehmenswachstum zu modellieren, wird die jährliche Veränderungsrate der Bilanzsumme herangezogen. Durch sie soll abgeschätzt werden, wie stark ein Unternehmen in einer Periode expandierte bzw. schrumpfte. In vielen empirischen Untersuchungen wird dieser Parameter anhand des Umsatzwachstums spezifiziert.<sup>49</sup> Dies hat den Vorteil, daß lediglich die Veränderung des Umfangs der Geschäftstätigkeit berücksichtigt wird, während sich in der Bilanzsumme auch Buchungen widerspiegeln, die nicht im Zusammenhang mit dem Verkauf von Gütern stehen. Aus einem praktischen Grund wird in dieser Arbeit jedoch auf das Bilanzsummenwachstum zurückgegriffen: Für zahlreiche Unternehmen fehlen die Angaben zum Umsatz zumindest für einige Perioden, so daß eine nachhaltige Verringerung des Datenumfangs die Folge ist. Die Veränderung der Bilanzsumme ist zudem mit dem Wachstum der Umsätze hoch korreliert, so daß das Bilanzsummenwachstum als

---

<sup>47</sup>Dies kann bei anderen Fragestellungen, wie etwa dem Vergleich verschiedener Datenbanken, durchaus anders entschieden werden.

<sup>48</sup>FAZZARI, ATHEY (1987), S. 485 verwenden die Abschreibungsmöglichkeiten eines Unternehmens als exogene Variable. Hier soll jedoch stärker auf die Altersstruktur der Anlagen Bezug genommen werden, so daß eine Modellierung anhand des Abnutzungsgrades sinnvoller erscheint.

<sup>49</sup>Vgl. z.B. CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 531 ff.

Proxy-Variable für die Produktionstätigkeit der Unternehmen herangezogen werden soll.<sup>50</sup>

Zuletzt werden die Variablen definiert, die neben dem Cash Flow im Zusammenhang mit den Finanzierungsrestriktionen eines Unternehmens bedeutsam sein können. Dies ist zum einen die Zinsdeckungsquote (*COV*), die den Quotienten aus den Zinsausgaben und dem Cash Flow zuzüglich der Zinsausgaben bezeichnet.<sup>51</sup> Diese Kennzahl steht im Zusammenhang mit den Risikokosten einer Unternehmung, da risikobehaftete Unternehmen tendenziell einem höheren Fremdkapitalzinssatz gegenüberstehen und deshalb höhere Finanzierungskosten zu tragen haben.

Die zweite Finanzierungskennzahl, die in den Untersuchungen berücksichtigt werden soll, ist die Fremdkapitalquote, die durch den Quotienten aus Fremd- und Gesamtkapital gebildet wird.<sup>52</sup> Sie gibt wieder, ob ein Unternehmen in der Lage ist, ausreichend Fremdkapital heranzuziehen, um Investitionsprojekte durchzuführen. Dabei ist zu berücksichtigen, daß einige Firmen auch die Möglichkeit haben, zusätzliches Eigenkapital zu beschaffen, um Finanzierungsvorhaben zu sichern. Solche Veränderungen können nicht durch die Fremdkapitalquote wiedergegeben werden.

Die Variable soll darstellen, in welcher Abhängigkeit die Unternehmen zu einem bestimmten Kapitalgeber stehen. Der Bankensektor ist wegen seiner großen Bedeutung für die kleinen und mittleren Unternehmen besonders geeignet, und der Anteil der Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten an den Gesamtverbindlichkeiten wird als Finanzierungsvariable herangezogen.

Die beschreibende Darstellung der Variablen und ihrer Definitionen ist damit abgeschlossen. Nachfolgend wird erläutert, welche Probleme bei der Spezifikation der Modelle und der Verwendung der genannten Variablen zu beachten sind.

### 3.2.3 Spezifische Probleme bei den Untersuchungen

Für die Bundesrepublik Deutschland existieren wenige Erfahrungen hinsichtlich der Nutzung eines Unternehmenspanels mit Bilanzdaten, um einzelwirtschaftliche Zusammenhänge zu untersuchen. Aus diesem Grund sollen die Probleme, die im Laufe

---

<sup>50</sup>Die Gefahr der Scheinkorrelation darf hier nicht unterschätzt werden, da die Investitionen direkt in die Bilanzsumme einfließen. Jedoch haben weitergehende Untersuchungen der Daten gezeigt, daß die Investitionen geringe Wirkungen auf die Veränderung der Bilanzsumme haben, da die anderen Bilanzposten deutlich stärker schwanken.

<sup>51</sup>Diese Variable verwenden auch WHITED (1992), S. 1436 ff. oder CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998), S. 516 ff.

<sup>52</sup>Vgl. hierzu WHITED (1992), S. 1435 ff. oder BOND, MEGHIR (1994), S. 209 ff.

der Analyse auftreten, diskutiert und die jeweiligen Lösungsansätze dargestellt werden.

Dabei wird folgendermaßen unterschieden: Zum einen treten datenspezifische Fragen auf, die ihre Ursache z.B. im Bereich der Erhebung oder Berechnung der einzelnen Beobachtungen haben. Zum anderen sind Problemstellungen zu berücksichtigen, die sich bei der Spezifikation der Modelle, insbesondere im Zusammenhang mit den in 3.1 erläuterten Schätzverfahren, ergeben. Beide Problembereiche sind nicht immer streng voneinander zu trennen: Aus Gründen der Übersichtlichkeit soll jedoch diese Einteilung vorgenommen werden, wobei zunächst datenspezifische Fragestellungen diskutiert werden.

### 3.2.3.1 Einschränkungen der Datenbasis

**3.2.3.1.1 Fehlende Werte** Ein Mangel, der häufig bei Paneldaten auftritt, sind die fehlenden Werte für bestimmte Individuen in vereinzelt Perioden. Auch in der vorliegenden Datenbasis ist dieses Problem zu beobachten, wie sich durch folgendes Vorgehen ergibt: Zunächst werden Datensätze aus der Hoppenstedt-Datenbank extrahiert, die nur Unternehmen erfassen, die für die sieben aufeinanderfolgenden Jahre von 1990 bis 1996 in der Datenbank enthalten sind und die immer den 31. Dezember als Bilanzierungstichtag ausweisen.<sup>53</sup> Diese rund 1050 Unternehmen stellen die Ausgangsbasis für die Untersuchungen dar. Allerdings sind die Variablen nicht für alle Unternehmen vollständig für jede Periode angegeben; aus diesem Grund werden bei einem oder mehreren fehlenden Werten alle sieben Beobachtungspunkte einer Firma aus dem Datensatz eliminiert.

Die fehlenden Beobachtungen in dem Hoppenstedt-Datensatz können die Parameterschätzungen der Koeffizienten beeinflussen: Dies ist der Fall, wenn z.B. stärker finanzrestringierte Unternehmen systematisch wegen der fehlenden Werte aus dem Datenpanel entfernt werden. Es kann daher nicht ausgeschlossen werden, daß der verbleibende Datensatz verzerrt ist, insbesondere, da in dem Panel keine Unternehmen enthalten sind, die nach 1989 gegründet wurden.<sup>54</sup> Gerade jüngere Unternehmen werden häufig als besonders von den Restriktionen des Kapitalmarktes

---

<sup>53</sup>Dadurch wird verhindert, daß ein Unternehmen bei wechselndem Bilanzierungstichtag über unterschiedliche Zeiträume die Bilanzen erstellt. Zudem ist so gewährleistet, daß saisonale Komponenten in der Gruppe der Unternehmen unberücksichtigt bleiben können.

<sup>54</sup>CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 529 reden in diesem Zusammenhang von einem „survivor bias“, da im verbleibenden Panel die jüngeren Unternehmen unterrepräsentiert sind, siehe auch KASHYAP, LAMONT, STEIN (1994), S. 577.



betroffen angesehen.<sup>55</sup>

Somit ist die Hypothese gerechtfertigt, daß die untersuchten Unternehmen weniger durch finanzielle Beschränkungen behindert werden als die Gesamtheit aller Unternehmen in der Ausgangsdatenbasis. Ist die Annahme haltbar, daß die Finanzrestriktionen einen Einfluß auf die Investitionen haben, so kann davon ausgegangen werden, daß dies auch für die Gesamtheit der Unternehmen gilt.

Es wird deutlich, wie das Problem der fehlenden Werte interpretiert wird: Die Eliminierung der Unternehmen mit unvollständigen Angaben (z.B. Neugründungen) verzerrt die Datenbasis tendenziell gegen die Finanzierungshypothese; kann die Hypothese der Finanzierungsrestriktion im Untersuchungsdatensatz nicht abgelehnt werden, so ist davon auszugehen, daß dies auch für alle Unternehmen der Datenbank gilt<sup>56</sup>

**3.2.3.1.2 Ausreißer** Ein weiteres Problem ist es, die Ausreißer in der Datenbasis sinnvoll zu berücksichtigen. Wie mit diesen Daten am besten zu verfahren ist, hängt wesentlich von der jeweiligen Ursache für den beobachteten Extremwert ab. Zum einen sind die Fälle zu unterscheiden, in denen tatsächlich ein sehr hoher Wert für eine oder mehrere Variablen vorliegt, weil betriebswirtschaftliche Ursachen hierfür existieren. Ein Beispiel sind die Beteiligungsunternehmen, für die oft extreme Werte der Investitionsquoten zu beobachten sind.

Eine typische Ursache für Ausreißer bei Unternehmensdaten ist die Fusion zweier Firmen oder die Übernahme eines Unternehmens durch ein anderes. Aus diesem Grund werden in vielen empirischen Untersuchungen Firmen, die im Betrachtungszeitraum eine Übernahme durchgeführt haben, von vornherein aus dem Datensatz entfernt.<sup>57</sup>

Für den hier verwendeten Datensatz sind keine Informationen über Fusionen oder Übernahmen verfügbar, so daß betroffene Unternehmen nicht selektiert werden können. Bei Ausreißern dieser Art ist davon auszugehen, daß betriebswirtschaftliche Rahmenbedingungen vorliegen, die nicht mit den erläuterten ökonomischen Modellen des dritten Kapitels analysierbar sind. Sollen diese Zusammenhänge dennoch berücksichtigt werden und sind die entsprechenden Daten verfügbar, so ist eine Spezifikation mit Hilfe von Dummy-Variablen vorstellbar.

<sup>55</sup>Siehe z.B. WINKER (1993), S. 10 ff. oder CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998), S. 515.

<sup>56</sup>Vgl. CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 529, WHITED (1992), S. 1439 oder HU, SCHIANTARELLI (1998), S. 471.

<sup>57</sup>Vgl. hierzu FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988), S. 191 oder HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 692.

Schwieriger ist es, stark abweichende Beobachtungen zu berücksichtigen, die durch fehlerhaftes Erheben oder Eingeben der Werte entstanden sind. Diese spiegeln keinen systematischen Zusammenhang wider und müssen korrigiert oder aus den Daten entfernt werden.

Aus diesen Ausführungen ergeben sich für die empirischen Untersuchung einige Schlußfolgerungen: Grundsätzlich ist es nicht möglich zwischen betriebswirtschaftlich und erhebungstechnisch verursachten Ausreißern zu unterscheiden. Berücksichtigt man zudem, daß im Mittelpunkt der Untersuchungen Investitionen stehen sollen, die im Rahmen der in Abschnitt 2 erläuterten Modelle interpretierbar sind, so ist es gerechtfertigt, alle stark abweichenden Werte aus der Datenbasis zu eliminieren. Dazu werden in der Literatur zwei Vorgehensweisen vorgeschlagen: Zum einen wird ein prozentualer Anteil am oberen und unteren Rand der Häufigkeitsverteilung einer bestimmten Variablen aus der Datenbasis entfernt.<sup>58</sup> Andererseits findet sich das Vorgehen, den Wertebereich der verwendeten Variablen zu beschränken.<sup>59</sup> Da in dem verwendeten Datenpanel viele Ausreißer vorliegen und keine zusätzlichen Informationen vorhanden sind, um die Extremwerte zu identifizieren, wird dieses Verfahren angewendet.

Sowohl für die Investitionsquoten als auch für die Cash Flow-Quoten und die Renditen werden Wertebereiche vorgegeben: Für die Investitionsquote  $IQ1$  wird ein Bereich von null bis eins festgelegt<sup>60</sup>, da einerseits keine Werte kleiner als null auftreten dürfen und andererseits eine Investitionsquote von über eins Investitionsmotive, wie z.B. die Neugründung von Betriebsteilen oder die Übernahme eines Unternehmens, vermuten läßt, die nicht mit den dargestellten Modellen erklärbar sind.

Mit ähnlicher Begründung wird für die Cash Flow-Quote zum Sachanlagenbestand ein Bereich von null bis zwei ausgewählt, während für die Sachanlagenrendite Grenzen von minus bis plus eins festgelegt werden. Für die Variablen  $COV$ ,  $FKQ$  und  $BVA$  werden lediglich Plausibilitätskontrollen durchgeführt, da für diese keine Realisationen außerhalb des Null-Eins-Bereichs auftreten können und solche Werte auf eine fehlerhafte Datenlage oder geringe Rundungsdifferenzen zurückzuführen sind. Dementsprechend führen diese Überprüfungen zu sehr wenigen Eliminationen.

---

<sup>58</sup>Dieses Vorgehen verwenden CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998), S. 514.

<sup>59</sup>Vgl. z.B. NG, SCHALLER (1996), S. 379, die für die Investitionsquote nur Werte zwischen null und eins zulassen. Siehe auch LENSINK, STERKEN (1998), S. 12 ff.

<sup>60</sup>Es werden jeweils die Quoten zum Sachanlagenbestand eingeschränkt, da dies auch die Gesamtkapitalquoten um die Ausreißer bereinigt.

Nach den beschriebenen Bereinigungen hinsichtlich des Auftretens von fehlenden Werten sowie von Ausreißern verbleiben in dem Hoppenstedt-Datensatz 366 Unternehmen mit jeweils sieben Beobachtungsperioden. Diese bilden die Basis für die späteren empirischen Analysen.

### 3.2.3.2 Beschränkungen durch die ökonometrische Methodik

**3.2.3.2.1 Die Spezifikation von Lags der exogenen Variablen** Ein Teil der Probleme bei der empirischen Analyse steht im engen Zusammenhang mit der Spezifikation der ökonometrischen Modelle sowie den verwendeten Schätzverfahren. Diese Schwierigkeiten werden im folgenden betrachtet.

Bei der Modelleformulierung werden zwei Annahmen vorausgesetzt: Wegen der adaptiven Erwartungen über zukünftige Gewinne und Verluste eines Unternehmens wird unterstellt, daß die Ertragskennzahlen verzögert auf die Investitionen wirken. Ursache ist, daß zum Zeitpunkt der Investition die entsprechenden Bilanzkennzahlen des gegenwärtigen Zeitraums oft noch nicht vorliegen. Für die Finanzierungskennzahlen ist hingegen mit einer unmittelbaren Wirkung auf die Investitionsgröße zu rechnen.

Als Beispiel soll folgendes Szenario betrachtet werden: Ein Unternehmen besitzt die Möglichkeit, mit Hilfe einer Fremdfinanzierung ein Investitionsprojekt durchzuführen, für das Erwartungen sowohl über die Erträge als auch über die Kosten existieren. Gleichzeitig ist die Unternehmung finanzrestringiert und nur über den internen Cash Flow in der Lage, die Fremdkapitalkosten zu tragen. Wie gezeigt, kann es in einem solchen Fall aufgrund des Risikos des Projektes zu einer eingeschränkten Kreditvergabe oder höheren Finanzierungskosten in der gleichen Periode kommen. Der zu niedrige interne Cash Flow erzwingt unmittelbar eine Einschränkung der Investitionstätigkeit in dem Unternehmen.

Ist die Firma jedoch in der Lage, die Höhe des Cash Flow durch eigenes Handeln zu steuern, und kann er zudem Investitionen und Finanzierung simultan über mehrere Perioden planen, so ist auch mit verzögerten Wirkungen des Cash Flow auf die Investitionsausgaben zu rechnen. Der erste Fall ist typisch für ein junges Unternehmen von geringer Größe, das stark finanzrestringiert ist und einen hohen Cash Flow-Einflußparameter erwarten läßt. Die zweite Konstellation deutet auf ein großes Unternehmen mit ausreichendem Finanzierungsspielraum hin.

Für den Cash Flow als Finanzierungsvariable ist demzufolge sowohl der simultane Einfluß als auch der verzögerte Einfluß relevant, und bei den weiteren Finanzierungskennzahlen ist bei finanzrestringierten Unternehmen die gleichperiodige Wirkung zu

betrachten.

Bei der Spezifikation der Exogenen ist allerdings zu beachten, daß ein umgekehrtes Ursache-Wirkungs-Verhältnis vorliegen kann, d.h. die Investitionsquoten beeinflussen diese über andere Wirkungskanäle als bisher erläutert. Diese Möglichkeiten werden im folgenden kurz diskutiert.

Betrachtet man den Einfluß der Investitionsquote auf die Cash Flow-Kennzahl, so sind zunächst zwei Wirkungen zu unterscheiden: Zum einen verringern die Investitionen den Cash Flow aufgrund der anfallenden gleichperiodigen Ausgaben, andererseits steigen jedoch die Abschreibungsmöglichkeiten, was den Cash Flow tendenziell erhöht. Hier kann von einem Ausgleichseffekt ausgegangen werden, zumal die kumulierten Finanzierungsausgaben und Abschreibungen nicht stark voneinander abweichen dürften. Ein deutlicher positiver Einfluß des simultanen Cash Flow auf die Investitionstätigkeit wird deshalb auf die Wirkung als Restriktionsindikator zurückgeführt.

Ähnlich wird bei der Beziehung zwischen den Investitionsquoten und den Renditen argumentiert. Auch hier soll von einem Ausgleich zwischen der Verringerung der Rendite durch die größeren Ausgaben und deren Erhöhung durch die gestiegene Produktivität ausgegangen werden.

Anders ist die Situation bei dem Abnutzungsgrad des Sachkapitalbestandes einer Unternehmung. Da dieser als Summe der bisher angefallenen Abschreibungen definiert ist, senken die Investitionen einer Periode den Abnutzungsgrad. Eine umgekehrte Wirkung ergibt sich für das Wachstum der Bilanzsumme, da durch die Zugänge zum Sachanlagenbestand auch die Bilanzsumme zunimmt.

Zwischen den zusätzlichen Finanzierungskennzahlen  $COV$ ,  $FKQ$  und  $BVQ$  und der Investitionsquote sind nur Korrelationen zu erwarten, die aus den Finanzierungsrestriktionen abzuleiten sind. Insgesamt ist festzuhalten, daß Probleme bei der Lag-Spezifikation der ökonometrischen Modelle bei der Interpretation der Ergebnisse beachtet werden müssen.

**3.2.3.2.2 Die verzögerte endogene Variable als Regressor** Auch die Modellierung verzögerter endogener Variablen muß diskutiert werden. Solche Modelle werden in vielen empirischen Arbeiten zu den Finanzierungsrestriktionen untersucht<sup>61</sup> und sind problematisch, da die Korrelation zwischen dem endogenen Regressanden und der Störgröße die Parameterschätzungen in endlichen Stichproben ver-

---

<sup>61</sup>Siehe WHITED (1992), S. 1435, BOND, MEGHIR (1994), S. 209 oder NG, SCHALLER (1996), S. 377 f.

zerrt.<sup>62</sup> Dies ist insbesondere bei Paneluntersuchungen mit einer niedrigen Zeitreihenlänge zu beachten.<sup>63</sup>

Zwar gibt es für diesen Fall ein modifiziertes Verfahren, das mit Hilfe von Differenzen eine konsistente Schätzung liefert, indem Instrumentvariablen genutzt werden<sup>64</sup>, doch bleiben die dann entstehenden MA-Störgrößen und ihre Auswirkungen auf die Effizienz der Schätzer meist unberücksichtigt.<sup>65</sup> Wegen der Kürze der Zeitreihen und der damit verbundenen Schätzprobleme sowie aus Gründen der Datenverfügbarkeit wird auf eine explizite Spezifikation von Eulergleichungen verzichtet.

**3.2.3.2.3 Klassifikationskriterien für die Untersuchungen** Neben den Problemen, die auftreten, wenn verzögerte Variablen berücksichtigt werden, ist bei der Spezifikation der ökonomischen Modelle zu bedenken, wie die Unternehmen hinsichtlich des Grades der finanziellen Restriktion in Klassen eingeteilt werden können. Auch zu dieser Fragestellung ist eine umfangreiche Literatur vorhanden, welche die verschiedenen Klassifikationskriterien diskutiert.<sup>66</sup> In den empirischen Arbeiten wird dabei unter anderem nach der Größe der Unternehmen (CARPENTER, FAZZARI, PETERSEN (1998), S. 515), dem Firmenalter, dem Konzentrationsgrad der Besitzanteile (zu beiden Punkten siehe CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 530), dem Dividendenzahlungsverhalten (FAZZARI, HUBBARD, PETERSEN (1988), S. 429) oder dem Verschuldungsgrad (BIERLEN, FEATHERSTONE (1998), S. 429) separiert. Aber auch speziellere Klassifikationskriterien werden verwendet.<sup>67</sup>

Für die Untersuchungen in der vorliegenden Arbeit werden zwei Unterscheidungskriterien gewählt: Zum einen werden die Unternehmen anhand ihrer Größe unterteilt. Dabei wird als Klassifikationsvariable die Bilanzsumme eines Unternehmens

---

<sup>62</sup>Vgl. JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 53.

<sup>63</sup>Aus diesem Grund gibt es in den meisten Lehrbüchern zur Analyse von Paneldaten eigene Kapitel, die sich mit diesem Thema befassen. Vgl. HSIAO (1986), Chapter 4 oder GREENE (1997), Abschnitt 14.7.

<sup>64</sup>Dieses Verfahren wurde von ANDERSON, HSIAO (1981) und ANDERSON, HSIAO (1982) entwickelt.

<sup>65</sup>Dieses Verfahren wird in vielen Arbeiten verwendet, die bei den Eulergleichungsmodellen aus Abschnitt 2.2 ansetzen, siehe WHITED (1992), S. 1437 oder HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 690 f. Dort wird die NEWEY-WEST Transformation genutzt, die bereits weiter oben erläutert wird, siehe Fußnote 36 auf S. 46. Daß diese hier zu effizienten Tests führt, ist jedoch keineswegs klar, da der MA-Koeffizient dem Betrag nach gleich eins sein kann.

<sup>66</sup>Siehe hierzu die Überblicksartikel von SCHIANTARELLI (1996) insbesondere S. 78 ff. oder HUBBARD (1998), S. 204 ff.

<sup>67</sup>So verwenden z.B. BIERLEN, FEATHERSTONE (1998), die ein Panel mit 405 US-Farmen untersuchen, das Alter des Betriebsleiters als Unterscheidungskriterium.

im Jahr 1996 verwendet, und es werden drei Klassen gebildet.<sup>68</sup> Liegt der genannte Wert unter 100 Millionen DM, so wird das Unternehmen der kleinsten Größengruppe zugeordnet; bei einer Bilanzsumme von 100 bis 450 Millionen DM wird die Firma in die mittlere, darüber in die obere Größenkategorie eingeteilt. Anschließend wird anhand der Börsennotierung einer Unternehmung getrennt. Die Analysen werden für Unternehmungen, deren Anteile an der Börse gehandelt werden, und solche, für die dies nicht der Fall ist, gesondert durchgeführt.

Beide Kriterien sind auch in der angegebenen Literatur zu finden<sup>69</sup> und dienen dazu, stärker finanzrestringierte Unternehmen zu identifizieren: Bei der Größe ist dies sinnvoll, wenn man unterstellt, daß kleinere Unternehmen einem höheren Risiko bei der Realisation von Investitionsprojekten und somit höheren Finanzierungskosten und einer stärkeren Rationierung der Kredite gegenüber stehen. Nicht börsennotierten Unternehmen sind stärker von finanziellen Restriktionen betroffen, wenn man davon ausgeht, daß bei ihnen größere Informationsasymmetrien als bei börsennotierten Firmen vorliegen. Grund dafür ist, daß börsennotierte Unternehmen einer stärkeren Kontrolle unterliegen. Ob die Kriterien tatsächlich geeignet sind, kann jedoch erst bei den empirischen Untersuchungen festgestellt werden. Weiterer Klassifikationsmerkmale sind nicht verfügbar.

Die Diskussion der Probleme, die sich aus der Datenbasis oder den verwendeten ökonometrischen Verfahren ergeben, ist damit abgeschlossen. Im folgenden wird dargestellt, welche Spezifikationen und Hypothesen formuliert werden, um die Zusammenhänge zu untersuchen.

### 3.2.4 Schätzmodelle und Hypothesen

Berücksichtigt man die Beschränkungen, die durch das Datenmaterial und die ökonometrischen Verfahren auferlegt werden, so ergeben sich für das Vorgehen bei den empirischen Analysen verschiedene Konsequenzen; diese werden in den folgenden sechs Punkten zusammengefaßt:

---

<sup>68</sup>Meist wird als Klassifizierungsvariable der Umsatz eines Unternehmens herangezogen, wie z.B. bei GRÖSSL, STAHLACKER, WOHLERS (1999), S. 254 oder GRÖSSL, STAHLACKER, WOHLERS (1999), S. 494. Die Werte für diese Reihe sind in der Datenbank jedoch häufig nicht vorhanden, so daß eine Klassifikation in solchen Fällen nicht möglich ist. Die Bilanzsumme ist hingegen für alle Unternehmen angegeben.

<sup>69</sup>Vgl. zum Börsennotierungskriterium WHITED (1992), S. 1440, der „Firms with Bond Ratings“ von den übrigen unterscheidet.

1. Die Variablen, die in den Unternehmen dazu dienen, die zukünftige Ertragslage abzuschätzen, gehen mit einem Lag von einer Periode in die Schätzgleichung ein. Dies hat zwei Gründe: Zum einen soll die Gefahr von Scheinkorrelationen verringert werden, zum anderen wird unterstellt, daß zum Zeitpunkt der Durchführung der Investitionen nur verzögerte Informationen zur Verfügung stehen. Ausnahme ist die Wachstumsrate der Bilanzsumme, die zusätzlich gleichperiodig spezifiziert wird, um vorhandene simultane Beziehungen zu erfassen. Die Spezifikation dieser Variablen kann eine  $q$ -Variable nicht ersetzen, sondern soll lediglich die dargestellten Zusammenhänge näherungsweise erfassen, wenn die relevante Reihe fehlt.
2. Es werden keine Verzögerungen berücksichtigt, die länger als eine Periode sind, da nach Berechnung der Veränderungsrate der Bilanzsumme und der einfachen Lagbildung nur fünf Zeitreihenbeobachtungen für jedes Unternehmen verbleiben. Zudem erscheint diese Lagspezifizierung bei Jahresdaten als ausreichend.
3. In den ersten Untersuchungen wird die Cash Flow-Quote als einzige Finanzierungsvariable spezifiziert. Da a priori nicht ausgeschlossen werden kann, daß der Cash Flow für die Modellierung finanzieller Restriktionen auf Unternehmensebene nicht ausreicht, wird in einem zweiten Schritt eine erweiterte Spezifikation mit den zusätzlichen Finanzierungskennzahlen untersucht.
4. Die Finanzierungsvariablen werden ohne Verzögerungen spezifiziert, da davon ausgegangen wird, daß Beschränkungen der Finanzierungsmöglichkeiten ohne große Verzögerung auf die Investitionen wirken. Für die Cash Flow-Quote wird zusätzlich eine Verzögerung von einer Periode berücksichtigt.
5. Im einzelnen werden folgende Regressionsgleichungen mit den Kurzbezeichnungen  $S1$  und  $S2$  untersucht:

$$\begin{aligned}
 S1 : \quad IQ1_t &= \bar{\alpha} + \beta_1 \cdot CF1_t + \beta_2 \cdot CF1_{t-1} + \beta_3 \cdot SAR_{t-1} + \beta_4 \cdot ANG_{t-1} \\
 &+ \beta_5 \cdot WBS_t + \beta_6 \cdot WBS_{t-1} + v_t
 \end{aligned} \tag{3.29}$$

$$\begin{aligned}
 S2 : \quad IQ1_t &= \bar{\alpha} + \beta_1 \cdot CF1_t + \beta_2 \cdot CF1_{t-1} + \beta_3 \cdot SAR_{t-1} + \beta_4 \cdot ANG_{t-1} \\
 &+ \beta_5 \cdot WBS_t + \beta_6 \cdot WBS_{t-1} + \beta_7 \cdot COV_t + \beta_8 \cdot FKQ_t \\
 &+ \beta_9 \cdot BVA_t + v_t,
 \end{aligned} \tag{3.30}$$

wobei  $\bar{\alpha}$  und  $\beta_j, j = 1, \dots, 9$  die Koeffizienten und  $v_t$  die Störgröße bezeichnen. Für die Störgröße  $v_t$  sollen - je nach Schätzung - die verschiedenen Annahmen

einer Fixed oder einer Random Effects Spezifikation gelten, wie in den Gleichungen (3.5), (3.6) oder (3.12) dargestellt

6. Für die Spezifikationen  $S1$  und  $S2$  werden die in Abschnitt 3.1 erläuterten Fixed Effects Schätzungen berechnet. Anschließend wird untersucht, ob die Schätzergebnisse bei der Spezifikation zufälliger Effekte robust sind. In einem dritten Schritt wird auf die Hypothesen fester und zufälliger Effekte getestet. Zudem werden die Untersuchungen für alle Unternehmen, für die verschiedenen Größenklassen und für die Gruppen der (nicht) börsennotierten Firmen durchgeführt.

Es können jedoch nicht nur Schlußfolgerungen für das Verfahren bei den empirischen Analysen gezogen werden: Im Zusammenhang mit den mikroökonomischen Modellen aus Abschnitt 2 können auch Hypothesen bezüglich der zu schätzenden Koeffizienten formuliert werden. Dabei werden folgende Aussagen gemacht:

- Ergibt sich für die Schätzung des Cash Flow-Parameters  $\beta_1$  eine hoher positiver Wert, ist dieser signifikant und ist zudem die Koeffizientenschätzung für  $\beta_2$  nicht signifikant von null verschieden, so deutet dies auf eine finanzielle Restriktion der betrachteten Gruppe von Unternehmen hin.<sup>70</sup>
- Signifikant positive Schätzungen der Parameter  $\beta_3, \beta_4, \beta_5$  und  $\beta_6$  werden auf die Bedeutung der dazugehörigen Variablen als Entscheidungskennziffern in den Unternehmen zurückgeführt. Bei der Interpretation der Ergebnisse sind mögliche Scheinkorrelationen zu beachten.
- Über die Parameterschätzungen der zusätzlichen Finanzierungskennziffern ( $COV$ ,  $FKQ$ ,  $BVA$ ) sind a priori keine Aussagen zu treffen. Diese werden deshalb an gegebener Stelle interpretiert, wobei die übrigen Ergebnisse berücksichtigt werden.

Diese Punkte werden genauer untersucht, wenn die Modelle  $S1$  und  $S2$  geschätzt werden. Zu den Eigenschaften der Datenbasis lassen sich bereits einige Aussagen treffen: Die Zeitreihenlänge ist mit fünf Beobachtungen pro Unternehmen zwar relativ gering, die große Anzahl von immerhin 366 Unternehmen gleicht diesen Nachteil aber zum Teil aus.

---

<sup>70</sup>Siehe hierzu WINKER (1999), S. 3.



Hinsichtlich der fehlenden Werte und der Ausreißer ist zu bemängeln, daß die Anzahl der Unternehmen deutlich reduziert wird und zudem unklar ist, wo die Ursachen für diese Mängel zu finden sind. Hier könnte die Verwendung eines ungleichgewichtigen Panels teilweise Abhilfe schaffen. Ob die Qualität und die Aussagekraft der Daten für die deutschen Unternehmen die Schätzungen beeinflussen oder einen Vergleich mit anderen empirischen Arbeiten unmöglich macht, zeigen die Untersuchungen im folgenden Kapitel. Insgesamt deutet sich an, daß die gewählte Datenbasis für die Analysen herangezogen werden kann, wenngleich einige Einschränkungen in Kauf zu nehmen sind.

# Kapitel 4

## Empirische Untersuchungen - Schätzungen, Tests und Interpretation

### 4.1 Aufbau der Analysen

In diesem Kapitel werden die empirischen Ergebnisse der Schätzungen für die Modellspezifikationen  $S1$  und  $S2$  und für die verschiedenen Hypothesentests vorgestellt. Zunächst werden die Untersuchungen des Modells  $S1$  ohne zusätzliche Finanzierungskennzahlen präsentiert. Dabei wird wie folgt vorgegangen: In einem ersten Schritt werden beschreibende Statistiken der Variablen analysiert. Hier werden auch die entsprechenden Gesamtkapitalquoten betrachtet. Für jede Reihe werden der Mittelwert, der Standardfehler sowie die empirischen 0.25-, 0.5- und 0.75-Quantile über alle betrachteten Unternehmen und Perioden angegeben und die Schlußfolgerungen diskutiert. Die Anzahl der Unternehmen, für die die jeweilige Variable in der Datenbasis vorhanden ist, ist in der letzten Spalte der entsprechenden Tabelle aufgelistet.

In der zweiten Tabelle werden für jede untersuchte Gruppe von Unternehmen die geschätzten Koeffizienten für die Fixed Effects Modelle angegeben. Dabei werden Spezifikationen mit individuellen Komponenten sowie mit individuellen und zeitlichen Effekten geschätzt: Unter jeder Schätzung sind in Klammern die  $t$ -Statistik und der dazugehörige Wahrscheinlichkeitswert aufgelistet. Auf die Angabe der Konstanten sowie der Jahresdummies in den entsprechenden Spezifikationen wird verzichtet.

Zur Modellevaluation sind auch das Bestimmtheitsmaß  $R^2$ , das den Anteil der er-

klären Varianz an der Gesamtstreuung der abhängigen Variablen wiedergibt, sowie das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $\bar{R}^2$  dargestellt.<sup>1</sup> Zudem wird für alle Schätzungen die Hypothese der gemeinsamen Signifikanz aller frei variierenden Parameter getestet. Die dazugehörige  $F$ -Statistik und der P-Wert sind ebenfalls tabelliert.

Anschließend werden verschiedene Spezifikationstests durchgeführt, wobei die jeweils betrachtete Nullhypothese, die Teststatistik, der kritische Wert zum 1%-Signifikanzniveau und der wiederum P-Wert tabelliert sind. Für die  $F$ -Tests auf die Fixed Effects Hypothesen sind in der zweiten Zeile der entsprechenden Tabellen die Freiheitsgrade dargestellt.

Die Schätzungen, die Random Effects Ergebnisse sowie die Spezifikationstests - inklusive des HAUSMAN-Tests - werden in den entsprechenden Unterabschnitten interpretiert. Zunächst werden die Ergebnisse der Cash Flow-Spezifikation  $S1$  für das gesamte Panel dargestellt.

## 4.2 Schätzen und Testen der Cash Flow Spezifikation ( $S1$ )

### 4.2.1 Ergebnisse für das gesamte Unternehmenspanel

#### 4.2.1.1 Beschreibende Analyse und Vergleich mit den Bundesbank-Daten

Wie in der Tabelle 4.1 zu erkennen, liegt der Mittelwert für die Variable  $IQ1$  bei ca. 9,2% mit einem etwa gleichhohen Standardfehler. Die Quantile zeigen an, daß drei Viertel der Unternehmen eine Investitionsquote zu Sachanlagen von weniger als 11% haben. Auch die Variable  $IQ2$  ist durch einen solchen Verlauf zu charakterisieren, allerdings auf einem deutlich niedrigeren Niveau, da der Nenner mit dem Gesamtkapital der Unternehmen natürlich höhere Werte aufweist: Nur ein Viertel der Unternehmen investieren mehr als 5,8% ihres Gesamtkapitals..

Die Cash Flow Quoten deuten auf eine starke Ballung um den Median von 34% für  $CF1$  und 13,2% für  $CF2$  hin. Wie bei den Investitionsquoten liegen die Mittelwerte dieser Kennzahlen deutlich vom Median entfernt. Das arithmetische Mittel ist für  $CF1$  rund 10% größer als das 0,5-Quantil, bei  $CF2$  beträgt diese Differenz lediglich ca. 2,8%.

Die Renditen liegen im Durchschnitt bei ca. 7,75% des Sachanlagenbestandes und 2,25% des Gesamtkapitals. Wie zu erkennen, schwanken diese Reihen stark und

<sup>1</sup>Zur Berechnung dieser Größen siehe JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 74.

Tabelle 4.1: Beschreibende Statistiken für das gesamte Unternehmenspanel

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Quantile			Anzahl (Unternehm.)
			0.25	0.5	0.75	
<i>IQ1</i>	0.0918	0.0920	0.0385	0.0641	0.1099	366
<i>IQ2</i>	0.0435	0.0583	0.0138	0.0267	0.0504	344
<i>CF1</i>	0.4395	0.3626	0.1747	0.3391	0.6084	366
<i>CF2</i>	0.1594	0.1177	0.0733	0.1316	0.2137	365
<i>SAR</i>	0.0773	0.1568	0.0087	0.0388	0.1107	366
<i>GKR</i>	0.0224	0.0545	0.0052	0.0159	0.0337	366
<i>ANG</i>	0.5965	0.1854	0.4838	0.6421	0.7397	366
<i>WBS</i>	0.0517	0.1377	-0.0168	0.0320	0.0977	366
<i>COV</i>	0.1712	0.1657	0.0415	0.1164	0.2576	366
<i>FKQ</i>	0.6095	0.1889	0.4847	0.6386	0.7559	366
<i>BVQ</i>	0.2479	0.2062	0.0671	0.2028	0.3962	299

weisen einen Standardfehler auf, der jeweils doppelt so groß ist, wie der dazugehörige Mittelwert. Betrachtet man die Quantile fällt auf, daß immerhin ein Viertel der Unternehmen nur sehr niedrige Renditen realisieren, die unter 0,9% für *SAR* und 0,6% für *GKR* liegen. Auch hier weichen Mittelwert und Median relativ deutlich voneinander ab.

Der Abnutzungsgrad der Sachanlagen in den Unternehmen liegt im Durchschnitt bei 60%. Die Hälfte der Unternehmen weist eine Kennzahl zwischen 48,4% und 74% auf, was auf eine strake Ballung der Werte um den Median hindeutet: Dieses Ergebnis bestätigt der niedrige Standardfehler der Variable. Beim Bilanzsummenwachstum der Unternehmen ist interessant, daß über 25% der Firmen schrumpften. Im Mittel liegt die Veränderungsrate bei 5,2% und schwankt offensichtlich stark.

Für die verschiedenen Finanzierungskennzahlen kann folgendes festgestellt werden: Die Zinsdeckungsquote zeigt an, daß die Zinsausgaben im Mittel über 17% der Summe aus Zinsen und Cash Flow umfaßt. Die Quantile weisen ferner aus, daß für drei Viertel der betrachteten Unternehmen dieser Koeffizient unter 25% liegt. Die Fremdkapitalquote liegt im Durchschnitt der Unternehmen bei ca. 61%, wobei die Hälfte Quoten zwischen 48,5 und 75,6% ausweist. Der Standardfehler dieser Variablen ist dementsprechend relativ niedrig. 24,8% der Verbindlichkeiten in den

Unternehmen sind von Kreditinstituten bereitgestellt worden. Aber über die Hälfte weist einen Bankverbindlichkeitenanteil von mehr als 20% aus und ein Viertel hat mehr als 39,5% seiner Verbindlichkeiten bei den Kreditinstituten. Hieran und an dem Standardfehler zeigt sich, daß diese Variable relativ stark schwankt.

Dieser Überblick gibt einen ersten Eindruck von der Investitions- und Finanzierungsstruktur der Unternehmen in dem untersuchten Datensatz. Weitere Erkenntnisse kann insbesondere die Betrachtung verschiedener Unternehmensgruppen bringen. Bezüglich des Füllungsgrades der untersuchten Variablen fällt lediglich die Bankverbindlichkeitenquote auf, die für deutlich weniger Unternehmen vorhanden ist.

Um die beschreibenden Statistiken des Hoppenstedt-Panels mit denen der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank zu vergleichen, werden entsprechende Variablen aus den Bundesbankdaten berechnet; der Abnutzungsgrad und die Gesamtkapitalquoten sind dabei nicht verfügbar.

Die Daten der Unternehmensbilanzstatistik liegen nur in aggregierter Form vor, was die Aussagekraft des Vergleichs auf zwei Weisen einschränkt: Zum einen erhält man von der Deutschen Bundesbank nur aggregierte Kennzahlen über alle Unternehmen, während aus dem Bilanzdatensatz die Durchschnitte der Reihen für alle Firmen betrachtet werden; beide Berechnungswege führen im allgemeinen nicht zu identischen Werten. Weiterhin ist es nicht möglich, für den Bundesbankdatensatz Streuungsmaße oder Quantile zu betrachten, da diese aus dem aggregierten Datenmaterial nicht zurückgerechnet werden können.

Aus diesen Gründen werden lediglich die zeitlichen Mittelwerte der aggregierten Reihen von 1991 bis 1996 herangezogen, um die Datensätze zu vergleichen. Da in dem Datenpanel ausschließlich Kapitalgesellschaften enthalten sind, wird nur die Unternehmensbilanzstatistik für Kapitalgesellschaften verwendet. Die Ergebnisse sind in der Tabelle 4.2 angegeben.

Tabelle 4.2: **Mittelwerte für die Bundesbankreihen**

Variable	<i>IQ1</i>	<i>CF1</i>	<i>SAR</i>	<i>WBS</i>	<i>COV</i>	<i>FKQ</i>	<i>BVA</i>
Mittelwert	0.1358	0.2339	0.0524	0.0426	0.1426	0.7301	0.1136

Mit Ausnahme der Investitionsquote und der Fremdkapitalquote liegen die arithmetischen Mittel der Bundesbank-Reihen unter denen des Paneldatensatzes. Auffallend sind die starken Abweichungen für *CF1*, *FKQ* und *BVA*. Die Ursachen

dieser Differenz sind nicht eindeutig und können sowohl in dem Aggregationsproblem als auch in Erfassungsunterschieden liegen. Für alle übrigen Variablen liegen die Abweichungen der Mittelwerte zwischen einem und vier Prozentpunkten.

Auch beim Vergleich der Statistiken mit denen anderer empirischer Arbeiten fällt auf, daß die Ergebnisse zum Teil übereinstimmen. So zeigt sich z.B., daß die Investitionsquoten für Großbritannien bei BOND, MEGHIR (1994), S. 219 und BLUNDELL, BOND, DEVEREUX, SCHIANTARELLI (1992), S. 253 sich in der gleichen Größenordnung bewegen wie für *IQ1* in der Tabelle 4.1. Abweichungen ergeben sich jedoch für kanadische und us-amerikanische Firmen, wie bei CHIRINKO, SCHALLER (1995), S. 532, HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), S. 693 oder WHITED (1992), S. 1441 nachzuvollziehen ist.

Für die Cash Flow-Quote *CF1* ergibt sich für die deutschen Firmen ein etwas höherer Mittelwert als in den anderen Ländern, während für die Coverage Kennzahl niedrigere Werte zu konstatieren sind.<sup>2</sup> Deutlich höher liegt die Fremdkapitalquote der Unternehmen in Deutschland.<sup>3</sup> Diese, aber auch die Abweichungen der Investitionsquoten, könnten in unterschiedlichen Bilanzierungsrichtlinien ihre Ursache haben, wie in Abschnitt 3.2.1 erläutert.

Trotz der Differenzen entsteht insgesamt der Eindruck, daß der Datensatz für die Untersuchungen in dieser Arbeit geeignet ist: Zum einen werden außer für die Fremdkapitalquote keine gravierenden Unterschiede beobachtet, zum anderen sind für die Analysen bezüglich der Investitionsdeterminanten nicht die Niveaus der Kennzahlen sondern deren Entwicklung und Korrelation in den Unternehmen im Zeitablauf relevant. Hier können die Schätzungen der Modellspezifikation *S1* im folgenden Abschnitt Aufschluß geben.

#### 4.2.1.2 Schätzergebnisse

Die Ergebnisse der Schätzungen sind in der Tabelle 4.3 angegeben: Zunächst zeigen die Kennzahlen zur Güte der geschätzten Modelle an, daß anhand der *F*-Statistik die allgemeine Nullhypothese auf Gleichheit aller  $\beta$ -Koeffizienten mit null abgelehnt werden kann; jedoch deutet das Bestimmtheitsmaß darauf hin, daß weniger als ein Fünftel der Streuung der abhängigen Variablen durch die Schätzungen erklärt wer-

---

<sup>2</sup>Vgl. hierzu insbesondere HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995), Table 1 und WHITED (1992), Table I.

<sup>3</sup>Bei WHITED (1992), HUBBARD, KASHYAP, WHITED (1995) und BOND, MEGHIR (1994) finden sich in den angegebenen Tabellen durchschnittliche „debt-asset ratios“, die rund doppelt so groß sind wie die der deutschen Unternehmen.

Tabelle 4.3: Fixed Effects Schätzungen (S1) für das gesamte Unternehmen-panel

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.038 (2.6159) (0.009)	0.033 (2.3543) (0.019)
$CF1_{t-1}$	0.047 (3.3891) (0.001)	0.037 (2.6058) (0.009)
$SAR_{t-1}$	0.076 (2.3581) (0.018)	0.088 (2.7076) (0.007)
$ANG_{t-1}$	-0.091 (-1.1826) (0.237)	0.020 (0.2218) (0.825)
$WBS_t$	0.172 (7.8446) (0.000)	0.163 (7.5038) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.064 (3.6478) (0.000)	0.057 (3.2703) (0.001)
$R^2$	0.1653	0.1886
$\overline{R}^2$	0.1625	0.1841
F-Statistik	60.156	42.277
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 366; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktil (untere Klammer).		

den können. Die Aussagekraft dieser Kennzahlen darf zwar nicht überschätzt werden, da es durchaus möglich ist, daß ein großer Teil der Varianz der Investitionsquote durch einen verbleibenden stochastischen Prozeß determiniert wird, dennoch erscheint die Erklärungskraft der Modelle relativ niedrig.

In beiden Fixed Effects Spezifikationen ist der simultane Einfluß der Cash Flow Quote positiv und mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant von null verschieden. Außerdem weichen die Schätzer nicht weit voneinander ab. Die Koeffizientenschätzungen der verzögerten Cash Flow-Kennzahl liegt über den gleichperiodigen Ein-

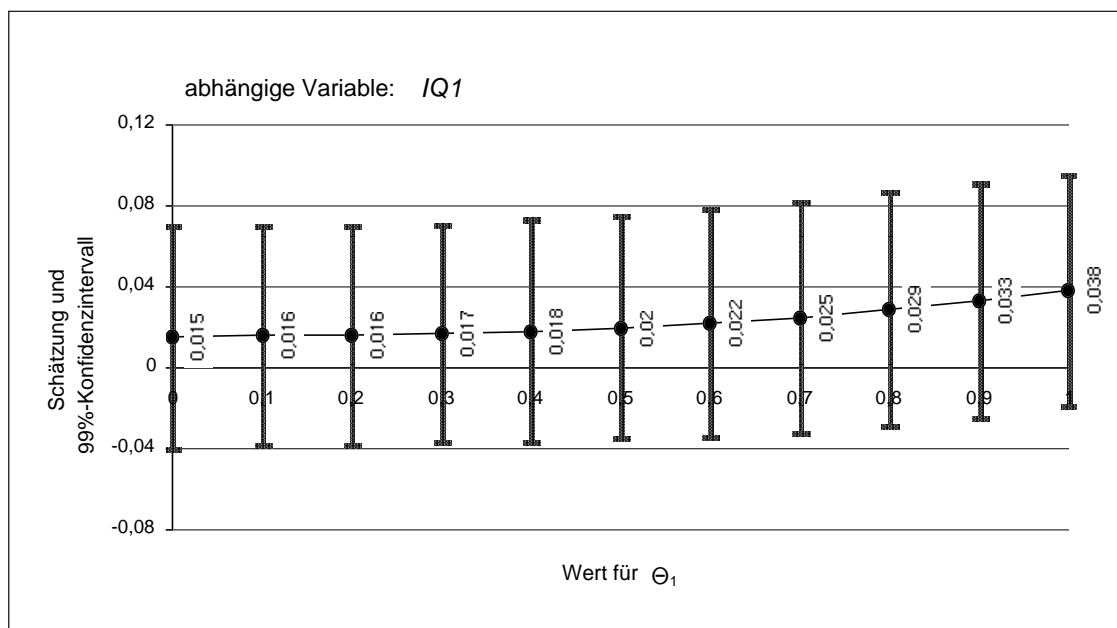
flußparametern und ist zudem in beiden Panelspezifikationen bei einem kritischen Niveau von 1% signifikant.

Anders ist das Bild bei der Sachanlagenrendite und dem Abnutzungsgrad. Während  $SAR_{t-1}$  einen positiven und signifikanten Einfluß hat, ist für  $ANG_{t-1}$  kein statistisch sicherer Einfluß feststellbar. Den stärksten positiven Einfluß auf die Investitionstätigkeit der Unternehmen hat das Wachstum der Bilanzsumme. Dabei sind sowohl der unverzögerte als auch der verzögerte Einfluß deutlich signifikant und relativ robust gegenüber der Spezifikation zeitlicher Effekte.

#### 4.2.1.3 Robustheit der Ergebnisse und Spezifikationstests

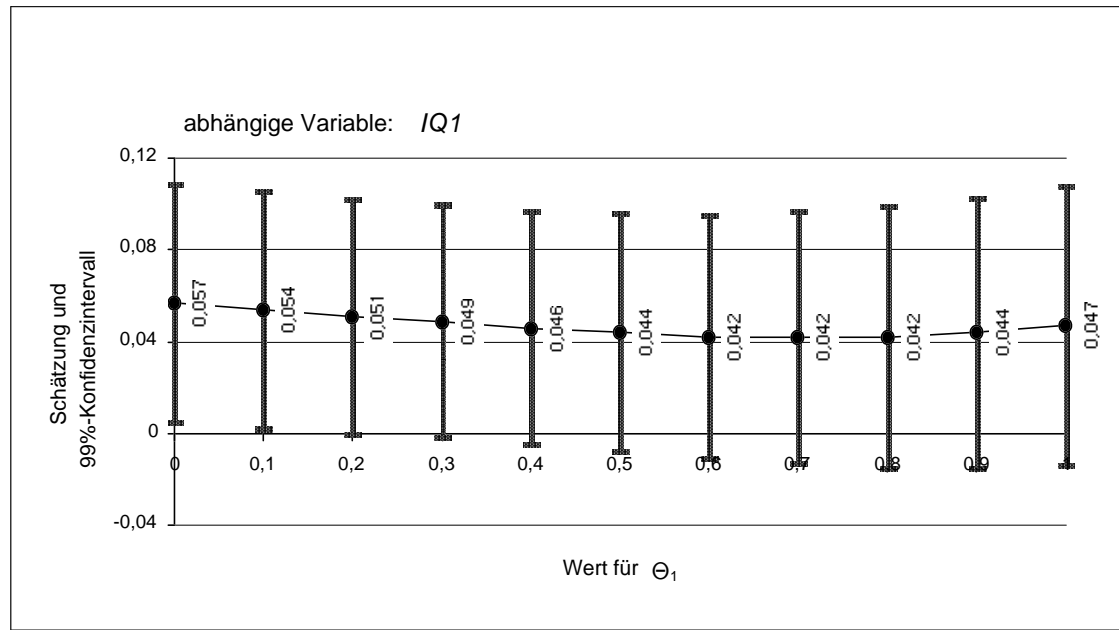
Die Schätzungen für die Modelle mit zufälligen Komponenten sind in der Tabelle B.1 im Anhang B angegeben. Während für die Anpassungsgüte identische Aussagen möglich sind wie im Fixed Effects Fall, sind die Ergebnisse für die Parameter häufig nicht robust, wenn die Spezifikation variiert wird: Z.B. beträgt die Parameterschätzung der unverzögerten Cash Flow Quote nur die Hälfte gegenüber den Fixed Effects Ergebnissen und ist auf dem 5%-Niveau nicht signifikant. Ähnliches ist für die Sachanlagenrendite und den Abnutzungsgrad festzustellen.

Abbildung 4.1: **Robustheit des unverzögerten Cash Flow Parameters für alle Unternehmen**



Die Robustheitsproblematik wird beispielhaft in den Abbildungen 4.1 und 4.2



Abbildung 4.2: **Robustheit des verzögerten Cash Flow Parameters für alle Unternehmen**

deutlich. Dort sind die Random Effects Schätzungen der verzögerten und der unverzögerten Cash Flow-Quote für wechselnde Varianzkomponenten dargestellt. Bekanntlich liegt links in den Grafiken die KQ-Schätzung des gepoolten Modells ohne individuelle oder zeitliche Komponenten, während rechts die Fixed Effects Schätzung des jeweiligen Koeffizienten zu finden ist.<sup>4</sup> Gut zu erkennen ist, wie der Koeffizient des verzögerten Cash Flow mit steigendem  $\theta_1$  nicht mehr signifikant ist, während bei der gleichperiodigen Wirkung des Cash Flow die Parameterschätzungen steigen aber nie signifikant von null verschieden sind. Die mangelnde Robustheit der Schätzer ist ein Indiz, daß die Random Effects Modelle in den Untersuchungen ungeeignet sind. Sicherheit geben erst die Hypothesentests auf die Fixed Effects Annahme.

Die Tests in der Tabelle 4.4 deuten darauf hin, daß die Spezifikation zeitlicher und individueller fester Effekte sinnvoll ist, da die entsprechenden Ausgangsannahmen beibehalten werden können. Die Annahmen, die Varianzen der periodischen und unternehmensspezifischen Komponenten seien gleich null, können deutlich abgelehnt werden, jedoch spricht dies nicht eindeutig für die Verwendung der GLS-Schätzer, da

<sup>4</sup>Durch dieses Vorgehen können zusätzlich die verwendeten Programme auf ihre Korrektheit überprüft werden. Tatsächlich ist z.B. in der Grafik 4.1 die Schätzung des Parameters aus Tabelle 4.3 zu finden.

Tabelle 4.4: Spezifikationstests (S1) für das gesamte Unternehmenspanel

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	366 , 1347	5 , 1453	371 , 1343
$F$ -Statistik	22.317	2.7768	3.1459
1%-Fraktile	1.2084	3.0298	1.2073
$P$ -Wert	0.000	0.017	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	228.75	2781.8	3010.5
1%-Fraktile	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

diese in die Fixed Effects Schätzer übergehen, wenn  $\sigma_\mu$  im Vergleich zu  $\sigma_u$  sehr groß wird.<sup>5</sup> Zudem kann anhand des HAUSMAN-Tests bei einer Teststatistik von 101,94 die Random Effects Hypothese verworfen werden. Dies bestärkt die Aussagekraft der Modelle mit festen Effekten, da die Annahme, die unternehmensindividuellen Komponenten und die exogenen Variablen seien unkorreliert, statistisch nicht haltbar ist.

Bislang ist keine Aussage über die Wirkungen der Finanzierungsbedingungen möglich: Die disaggregierte Analyse, zunächst für verschiedene Größenklassen, wird hierüber Aufschluß geben.

<sup>5</sup>Siehe GREENE (1997), S. 625 und S. 629.

## 4.2.2 Vergleich der Größenklassen

### 4.2.2.1 Beschreibende Analysen für die Größenklassen

Die Ergebnisse der beschreibenden Untersuchungen für die verschiedenen Größenkategorien sind in den Tabellen 4.5, 4.6 und 4.7 dargestellt. Es ist festzuhalten, daß die obere Größenklasse die kleinste Investitionsquote aufweist. Die kleinen Unternehmen haben hingegen das größte arithmetische Mittel bei der Variablen *IQ2*, während die Unternehmen zwischen 100 und 450 Millionen DM die höchsten durchschnittliche Investitionsquote zu Sachanlagen aufweisen. Dies läßt darauf schließen, daß bei den mittleren Unternehmen ein höherer Anteil am Gesamtkapital nicht im Sachanlagenbestand gehalten wird. Die Standardfehler und die Quantile zeigen zudem eine höhere Streuung der Investitionsquoten in der kleinsten Größenkategorie an.

Tabelle 4.5: **Beschreibende Statistiken für die kleinste Größenklasse**

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Quantile			Anzahl (Unternehm.)
			0.25	0.5	0.75	
<i>IQ1</i>	0.0928	0.1061	0.0293	0.0626	0.1124	122
<i>IQ2</i>	0.0449	0.0579	0.0131	0.0264	0.0549	111
<i>CF1</i>	0.4312	0.3542	0.1654	0.3251	0.5967	122
<i>CF2</i>	0.1762	0.1290	0.0822	0.1413	0.2291	122
<i>SAR</i>	0.0596	0.1688	0.0081	0.0307	0.0913	122
<i>GKR</i>	0.0218	0.0640	0.0050	0.0150	0.0345	122
<i>ANG</i>	0.5875	0.1908	0.4803	0.6096	0.7379	122
<i>WBS</i>	0.0470	0.1561	-0.0373	0.0219	0.1020	122
<i>COV</i>	0.1775	0.1583	0.0452	0.1335	0.2660	122
<i>FKQ</i>	0.6229	0.2083	0.5048	0.6605	0.7773	122
<i>BVQ</i>	0.3012	0.1998	0.1347	0.2765	0.4480	99

Ähnliches ist auch bei den Cash Flow-Quoten zu konstatieren: Hier weist die obere Größenklasse die niedrigsten Lagemaße aus, während die anderen beiden Gruppen aus den genannten Gründen unterschiedlich hohe Mittelwerte haben. Bei diesen Variablen fällt auf, daß die Klasse der Unternehmen bis 100 Millionen DM Bilanzsumme die niedrigste Standardabweichung besitzt.

Bei den Renditen sind die kleinen Unternehmen klar gegenüber den mittleren

Tabelle 4.6: **Beschreibende Statistiken für die mittlere Größenklasse**

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Quantile			Anzahl (Untern.)
			0.25	0.5	0.75	
<i>IQ1</i>	0.0953	0.0912	0.0434	0.0671	0.1113	123
<i>IQ2</i>	0.0446	0.0521	0.0164	0.0300	0.0523	113
<i>CF1</i>	0.4558	0.3668	0.1969	0.3703	0.6086	123
<i>CF2</i>	0.1676	0.1161	0.0783	0.1407	0.2344	122
<i>SAR</i>	0.0894	0.1526	0.0113	0.0496	0.1136	123
<i>GKR</i>	0.0274	0.0500	0.0064	0.0189	0.0383	123
<i>ANG</i>	0.5953	0.1847	0.4881	0.6428	0.7397	123
<i>WBS</i>	0.0555	0.1397	-0.0118	0.0341	0.1042	123
<i>COV</i>	0.1642	0.1600	0.0366	0.1115	0.2509	123
<i>FKQ</i>	0.5868	0.1789	0.4640	0.6097	0.7233	123
<i>BVQ</i>	0.2582	0.2008	0.1014	0.2161	0.3843	100

und großen im Nachteil. Dies zeigt sowohl das arithmetische Mittel als auch der Median. Zudem streuen die Ergebnisse dieser Klasse am stärksten um die empirischen Lageparameter; ein Indiz, daß diese Unternehmensgruppe dem größten Risiko hinsichtlich zukünftiger Gewinnerwartungen unterliegt. Die gleichen Aussagen gelten für das Bilanzsummenwachstum der Unternehmen dieser Kategorie.

Beim Abnutzungsgrad zeigt sich, daß die größten Unternehmen über den ältesten Anlagebestand verfügen, während in der kleinsten Größenklasse durchschnittlich ein um 2% niedrigerer Abnutzungsgrad vorliegt. Auch hier ist eine starke Streuung bei den kleinen Firmen festzustellen.

Bei den Finanzierungsvariablen ist zunächst zu erkennen, daß in der kleinsten Größenkategorie durchschnittlich die höchste Zinslast relativ zum Cash Flow zu tragen ist. Hier ist die Streuung zudem am niedrigsten. Auch weisen diese Unternehmen die höchsten Fremdkapitalquote auf, und es zeigt sich, daß in den kleinen Firmen die Bankverbindlichkeiten mit über 30% an den Gesamtverbindlichkeiten deutlich bedeutender als in den mittleren und großen Unternehmen sind.

Insgesamt entsteht ein Bild, das mit den ökonomischen Vorüberlegungen übereinstimmt: Die kleinen Unternehmen investieren zwar relativ stark, jedoch weisen sie deutlich niedrigere Renditen und Wachstumskennzahlen aus. Diese Gruppe ist zudem durch den höchsten Fremdkapitalanteil und durch eine starke Abhängigkeit von

Tabelle 4.7: **Beschreibende Statistiken für die obere Größenklasse**

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Quantile			Anzahl (Untern.)
			0.25	0.5	0.75	
<i>IQ1</i>	0.0872	0.0761	0.0411	0.0640	0.1053	121
<i>IQ2</i>	0.0410	0.0639	0.0117	0.0244	0.0464	120
<i>CF1</i>	0.4312	0.3667	0.1692	0.3162	0.6232	121
<i>CF2</i>	0.1342	0.1024	0.0611	0.1160	0.1777	121
<i>SAR</i>	0.0829	0.1468	0.0060	0.0377	0.1262	121
<i>GKR</i>	0.0179	0.0478	0.0038	0.0151	0.0283	121
<i>ANG</i>	0.6068	0.1803	0.4835	0.6644	0.7412	121
<i>WBS</i>	0.0526	0.1137	-0.0045	0.0375	0.0870	121
<i>COV</i>	0.1719	0.1781	0.0429	0.1016	0.2533	121
<i>FKQ</i>	0.6191	0.1759	0.4921	0.6471	0.7614	121
<i>BVQ</i>	0.1849	0.2015	0.0187	0.0886	0.3205	100

den Kreditinstituten geprägt. Dementsprechend weisen sie die höchsten Belastungen durch Zinsausgaben auf. Bei vielen Variablen, insbesondere bei den Renditen und dem Bilanzsummenwachstum, ist, gemessen am Standardfehler der entsprechenden Variablen, ein höheres Risikopotential festzustellen.

#### 4.2.2.2 Schätzungen nach Größenkategorien

Ob dieser Eindruck durch die empirische Überprüfung der Finanzrestriktionshypothese bestätigt wird, kann in den Tabellen 4.8, 4.9 und 4.10 nachvollzogen werden. Für die Gruppen der kleinen und der großen Unternehmen liegt das Bestimmtheitsmaß der Modelle über dem des gesamten Unternehmenspanels. Die Streuung der endogenen Variablen wird für die mittlere Kategorie am schlechtesten erklärt. In allen Gruppen wird jedoch die allgemeine Nullhypothese deutlich abgelehnt.

Tabelle 4.8: **Fixed Effects Schätzungen (S1) für die kleinste Größenklasse**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}_t}$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.073 (2.938) (0.003)	0.065 (2.603) (0.009)
$CF1_{t-1}$	0.031 (1.175) (0.240)	0.024 (0.882) (0.378)
$SAR_{t-1}$	0.160 (2.412) (0.018)	0.167 (2.563) (0.011)
$ANG_{t-1}$	0.011 (0.090) (0.928)	0.101 (0.741) (0.459)
$WBS_t$	0.207 (5.496) (0.000)	0.200 (5.411) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.062 (2.215) (0.027)	0.056 (1.9899) (0.047)
$R^2$	0.2210	0.2482
$\overline{R}^2$	0.2133	0.2357
$F$ -Statistik	28.513	19.780
$P$ -Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 122; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile.		

Die Ergebnisse weisen für die kleinen Unternehmen in den Fixed Effects Modellen den höchsten positiven und deutlich signifikanten Einfluß des kontemporären Cash

Flow-Parameters aus, wie in der Tabelle 4.8 zu erkennen ist; die verzögerte Wirkung ist bei diesen Firmen nicht signifikant von null verschieden: Diese Konstellation erlaubt es, für die Gruppe der Unternehmungen bis 100 Mio. DM Bilanzsumme die Finanzierungshypothese beizubehalten.

Tabelle 4.9: **Fixed Effects Schätzungen für die mittlere Größenklasse**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.012 (0.383) (0.702)	0.014 (0.432) (0.666)
$CF1_{t-1}$	0.041 (1.699) (0.090)	0.034 (1.335) (0.183)
$SAR_{t-1}$	0.034 (0.898) 0.370	0.045 (1.171) (0.242)
$ANG_{t-1}$	-0.174 (-1.325) (0.186)	-0.109 (-0.728) (0.467)
$WBS_t$	0.152 (4.2667) (0.000)	0.143 (3.992) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.072 (2.190) (0.029)	0.065 (1.974) (0.049)
$R^2$	0.1431	0.1561
$\bar{R}^2$	0.1347	0.1421
F-Statistik	16.927	11.169
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 123; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Die kleinen Unternehmen sind am stärksten von Finanzierungsrestriktionen betroffen, die über die Cash Flow-Quote wirken: Dies ist an den 90%-Konfidenzbändern für den Koeffizienten der gleichperiodigen Cash Flow Quote zu erkennen, die von 0,032 bis 0,122 für die individuellen Fixed Effects und von 0,024 bis 0,106 für individuelle und zeitliche, feste Effekte reichen. Das bedeutet, daß Hypothesen auf

Tabelle 4.10: Fixed Effects Schätzungen (S1) für die obere Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.028 (1.828) (0.068)	0.022 (1.4583) (0.145)
$CF1_{t-1}$	0.072 (4.429) (0.000)	0.059 (3.7151) (0.000)
$SAR_{t-1}$	-0.005 (-0.1879) (0.851)	0.002 (0.0607) (0.952)
$ANG_{t-1}$	-0.266 (-3.019) (0.003)	-0.087 (-0.7837) (0.434)
$WBS_t$	0.132 (3.639) (0.000)	0.122 (3.5539) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.063 (1.748) (0.081)	0.054 (1.5490) (0.122)
$R^2$	0.1854	0.2139
$\overline{R}^2$	0.1772	0.2006
F-Statistik	22.678	16.160
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 121; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Gleichheit der entsprechenden Parameter in den Gruppen auf dem 10%-Niveau abgelehnt werden.<sup>6</sup> Die gleichzeitigen Cash Flow Wirkungen sind in der mittleren und der oberen Kategorie niedriger und nicht signifikant.

Für die Gruppe der kleinen Unternehmen sind die Einflüsse der Rendite und des Unternehmenswachstums auf dem 5%-Signifikanzniveau von null verschieden. Die Ergebnisse variieren nur geringfügig, wenn zusätzlich zeitliche feste Effekte modelliert werden. Bei den mittleren und den großen Unternehmen sind die Rendite-

<sup>6</sup>Die Nullhypothese kann auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden, wenn die kleine und die mittlere Unternehmensgruppe verglichen werden.

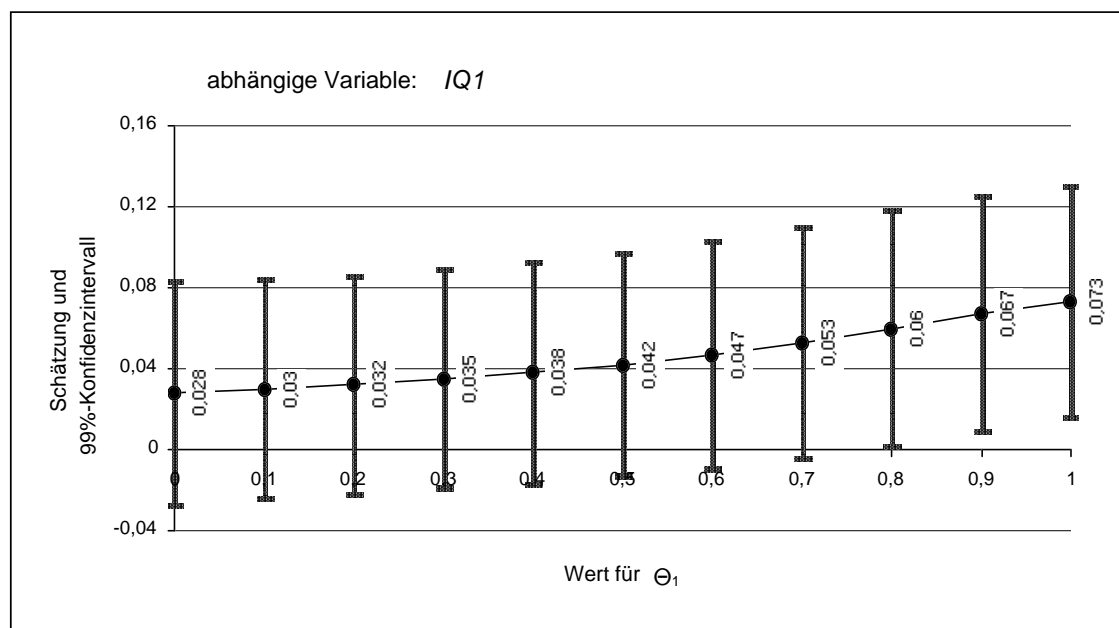


wirkungen nicht mehr signifikant, während das Wachstum der nach wie vor einen statistisch gesicherten Einfluß hat, der aber dem Betrage nach niedriger ist als bei den kleinen Firmen. Der Abnutzungsgrad hat bei den großen Unternehmen eine negative Wirkung, die signifikant von null verschieden ist, wenn zeitliche feste Effekte vernachlässigt werden. Es kann insgesamt davon ausgegangen werden, daß diese Variable keine Rolle bei den Investitionsentscheidungen der Unternehmen spielt.

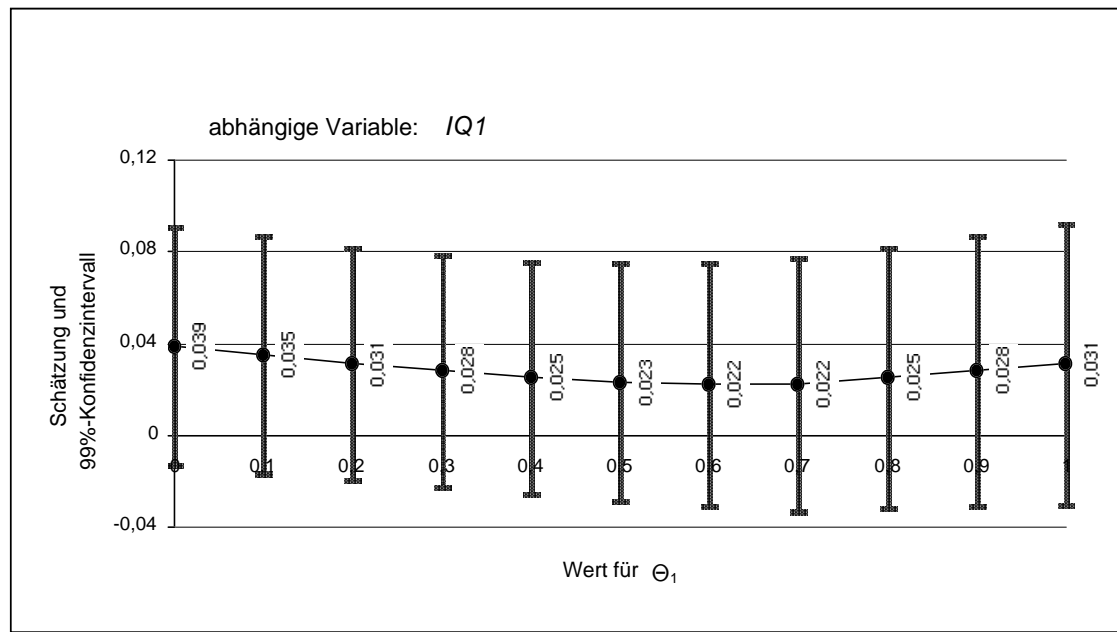
#### 4.2.2.3 Tests in den Größenklassen

Die Analysen der Random Effects Spezifikationen liefern deutlich andere Ergebnisse für die Parameterschätzungen (siehe Tabelle B.2 bis B.4 auf den S. 127 bis 129). Wie für das gesamte Firmenpanel, ist der gleichperiodige Einfluß der Cash Flow-Quote nicht signifikant von null verschieden. Dementsprechend sind keine statistisch gesicherten Unterschiede zwischen den Koeffizientenschätzungen für die einzelnen Größenklassen mehr beobachtbar. Die Ursache ist die große Bedeutung der KQ-Schätzung für das gepoolte Modell, da für den Korrekturfaktor  $\theta_1$  lediglich der Wert 0,195 geschätzt wird.

Abbildung 4.3: **Robustheit des unverzögerten Cash Flow Parameters für die kleinen Unternehmen**



Das Problem der mangelnden Robustheit der Random Effects Schätzungen bei einer Variation der Varianzkomponenten ist auch in den Abbildungen 4.3 und 4.4

Abbildung 4.4: **Robustheit des verzögerten Cash Flow Parameters für die kleinen Unternehmen**

zu erkennen. Dabei zeigt sich, daß die Schätzungen für den Koeffizienten des gleichperiodigen Cash Flow deutlich schwanken und nicht mehr signifikant sind, je weiter sich der Random Effects von dem Fixed Effects Schätzer entfernt. Anders sieht es hingegen für den verzögerten Einfluß des Cash Flow aus. Dieser Parameter verändert sich kaum und ist nicht signifikant von null verschieden.

Auch die Schätzungen der übrigen Wirkungsparameter verändern sich für alle Größenkategorien häufig gegenüber den entsprechenden Untersuchungen mit zufälligen Effekten. Um diese Beobachtungen abschließend zu bewerten, werden die Ergebnisse der Spezifikationstests berechnet.

Diese Teststatistiken weisen für die kleinen Unternehmen in der Tabelle 4.11 sowohl  $\sigma_\mu$  als auch  $\sigma_\lambda$  als signifikant von null verschieden aus, während die Hypothese einer gemeinsamen Konstanten für alle Perioden beibehalten werden kann. Der HAUSMAN-Test mit der Nullhypothese, die Spezifikation zufälliger Komponenten sei korrekt, führt bei einer Teststatistik von 926,09 jedoch zu einer deutlichen Ablehnung des Random Effects Modells, so daß es gerechtfertigt ist, die Analysen auf die Fixed Effects Modelle zu beschränken.

Ein anderes Bild ergibt sich für die Unternehmen der zweiten Größenkategorie. Auch für diese Gruppe treten die Robustheitsprobleme einzelner Schätzungen auf:

Tabelle 4.11: Spezifikationstests (S1) für die kleinste Größenklasse

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	122 , 426	5 , 477	127 , 422
$F$ -Statistik	17.376	1.6959	2.8305
1%-Fraktil	1.3837	3.0558	1.3781
$P$ -Wert	0.000	0.134	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	76.250	189.56	265.81
1%-Fraktil	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

Betrachtet man die Testergebnisse in der Tabelle 4.12, so fällt auf, daß die Nullhypothese  $\sigma_\lambda = 0$  auf dem 10%-Niveau statistisch nicht abgelehnt wird. Zudem kann die Annahme einer einheitlichen Konstanten über alle Perioden beibehalten werden.

Der HAUSMAN-Test legt bei einer Realisation von 11, 12 und einem kritischen Niveau von 10% nahe, die Nullhypothese beizubehalten. In dieser Größenklasse ist demnach die Spezifikation von Random Effects vorzuziehen.

In der oberen Größenkategorie liefern die Spezifikationstests Ergebnisse, die mit denen der kleinsten Größenkategorie korrespondieren. So erscheint es sinnvoll, feste Effekte für die einzelnen Unternehmen, jedoch nicht für die Perioden zu berücksichtigen. Auch deuten die Tests darauf hin, daß die Varianzen der individuellen und der periodischen Komponenten größer als null sind. Dennoch wird anhand der HAUSMAN-Statistik von 30, 63 die Random Effects Hypothese für die unternehmensindividuellen Varianzkomponenten abgelehnt.

Insgesamt entsteht nach den Untersuchungen des nach Größenklassen disaggregierten Panels folgendes Bild: Für die kleinen Unternehmen kann die Finanzrestriktionshypothese akzeptiert werden, da die Cash Flow-Quote als Finanzierungsvariable einen hohen, positiven Einfluß hat, der in der gleichen Periode wirksam wird. Dies ist in den übrigen Größenkategorien anders. Zu beachten ist, daß nur für die middle-

Tabelle 4.12: Spezifikationstests (S1) für die mittlere Größenklasse

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	123,435	5,481	128,431
$F$ -Statistik	35.789	0.5630	3.0866
1%-Fraktile	1.3812	3.0554	1.3757
$P$ -Wert	0.000	0.728	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	76.875	3.3430	80.218
1%-Fraktile	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.067	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

re Gruppe die Random Effects Hypothese statistisch nicht abgelehnt wird, während für die anderen Klassen die Modelle mit festen Effekten vorgezogen werden.

Die Einteilung der Unternehmen anhand der Firmengröße fördert bereits einen großen Teil der Informationen zu Tage, die verloren gehen, wenn das gesamte Datenpanel untersucht wird. Einige Probleme bleiben jedoch bestehen. So ist der Erklärungsgehalt der Schätzungen kaum gestiegen, da als höchster  $R^2$ -Wert ein Anteil von rund 24% festzustellen ist.

Auch die mangelnde Robustheit einiger Random Effects Ergebnisse ist problematisch: Sie wird jedoch nicht überbewertet, da bekannt ist, daß Schätzungen bei zufälligen Komponenten inkonsistent sind, wenn das wirkliche Modell feste Effekte enthält. Zudem wird ein empirisches Phänomen deutlich: Auch wenn die Random Effects Spezifikation korrekt ist, so machen die unbekanntes Varianzkomponenten die Schätzungen unsicher; das Datenmaterial enthält nicht ausreichend Informationen, um die Berechnungen abzusichern.

Im folgenden wird betrachtet, ob die Börsennotierung eines Unternehmens ein weiteres Kriterium ist, nach dem finanzrestringierte Unternehmen aus dem Datensatz separiert werden können.

Tabelle 4.13: Spezifikationstests (S1) für die obere Größenklasse

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	121 , 472	5 , 473	126 , 468
$F$ -Statistik	22.429	1.6719	3.2283
1%-Niveau	1.3791	3.0561	1.3733
$P$ -Wert	0.000	0.140	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	75.625	32.936	108.56
1%-Niveau	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff.			
2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu <b>Judge, JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE</b> (1980), S. 336 und S. 345.			

## 4.2.3 Unterscheidung nach Börsennotierung der Unternehmen

### 4.2.3.1 Beschreibende Analysen nach Börsennotierung

Betrachtet man die beschreibenden Statistiken in den Tabellen 4.14 und 4.15 getrennt nach dem Kriterium der Börsennotierung, so fällt auf, daß sowohl der Mittelwert als auch der Median der Investitionsquote zu Sachanlagen bei den nicht börsennotierten Unternehmen deutlich niedriger sind als bei den übrigen. Für die Variable *IQ2* ist dieses Verhältnis umgekehrt. Deutlicher als bei den kleinen und mittleren Unternehmen ist hier ersichtlich, daß börsengehandelte Firmen offensichtlich anteilig am Gesamtkapital weniger in Sachanlagen investieren.

Tabelle 4.14: **Beschreibende Statistiken für nicht börsennotierte Unternehmen**

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Quantile			Anzahl (Untern.)
			0.25	0.5	0.75	
<i>IQ1</i>	0.0873	0.0921	0.0365	0.0602	0.1019	228
<i>IQ2</i>	0.0487	0.0651	0.0154	0.0300	0.0550	211
<i>CF1</i>	0.3510	0.3153	0.1055	0.2717	0.4781	228
<i>CF2</i>	0.1482	0.1116	0.0598	0.1241	0.2017	228
<i>SAR</i>	0.0611	0.1564	0.0051	0.0231	0.0772	228
<i>GKR</i>	0.0200	0.0557	0.0036	0.0121	0.0315	228
<i>ANG</i>	0.5750	0.2019	0.4117	0.6270	0.7379	228
<i>WBS</i>	0.0427	0.1227	-0.0167	0.0295	0.0875	228
<i>COV</i>	0.1881	0.1794	0.0411	0.1295	0.2899	228
<i>FKQ</i>	0.6363	0.1881	0.5225	0.6703	0.7773	228
<i>BVQ</i>	0.2725	0.2097	0.0779	0.2478	0.4413	186

Auffällig ist zudem, daß die Cash Flow-Quote zum Sachanlagenbestand zwischen beiden Kategorien im Mittel um immerhin 23% abweicht, wobei börsennotierte Firmen die höheren Kennzahlen aufweisen. Für die Variable *CQ2* besitzt die Differenz zwar das gleiche Vorzeichen ist jedoch geringer. Bei den Standardfehlern der betrachteten Variablen sind keine großen Abweichungen festzustellen.

Untersucht man die Renditevariablen, entsteht ein ähnliches Bild: Firmen, deren Anteile an der Börse gehandelt werden, sind demnach deutlich rentabler und

Tabelle 4.15: **Beschreibende Statistiken für börsennotierte Unternehmen**

Variable	Mittelwert	Standardfehler	Quantile			Anzahl (Unternehm.)
			0.25	0.5	0.75	
<i>IQ1</i>	0.0993	0.0914	0.0423	0.0720	0.1221	138
<i>IQ2</i>	0.0353	0.0444	0.0113	0.0221	0.0434	133
<i>CF1</i>	0.5857	0.3876	0.2822	0.5003	0.8283	138
<i>CF2</i>	0.1780	0.1252	0.0949	0.1427	0.2259	137
<i>SAR</i>	0.1040	0.1540	0.0266	0.0770	0.1554	138
<i>GKR</i>	0.0262	0.0523	0.0105	0.0209	0.0349	138
<i>ANG</i>	0.6321	0.1477	0.5255	0.6587	0.7436	138
<i>WBS</i>	0.0666	0.1583	-0.0173	0.0381	0.1144	138
<i>COV</i>	0.1433	0.1357	0.0431	0.0992	0.2057	138
<i>FKQ</i>	0.5653	0.1818	0.4266	0.5766	0.7075	138
<i>BVQ</i>	0.2074	0.1939	0.0521	0.1486	0.3114	113

wachsen stärker als die übrigen. Wie bereits bei den kleinen Unternehmen weist der Sachanlagenbestand nicht notierter Unternehmen einen erheblich niedrigeren Abnutzungsgrad auf.

Bei den Finanzierungskennziffern ergibt sich folgendes Bild: Die nicht börsenhandelten Unternehmen stehen relativ zum Cash Flow einer höheren Zinslast gegenüber und weisen die größere Fremdkapitalquote aus. Auch der Anteil der Bankverbindlichkeiten liegt über dem der übrigen Firmen. Dies gilt sowohl für das arithmetische Mittel als auch für den Median.

Betrachtet man die deskriptiven Statistiken für die Klassifikation nach Börsennotierung, stützt dies die Annahme, daß Unternehmen stärker finanziellen Beschränkungen ausgesetzt sind, wenn ihre Anteile nicht in Form von Aktien auf den Wertpapiermärkten gehandelt werden.

Ob diese Feststellungen sich manifestieren, können die Schätzungen und Spezifikationstests des Modells *S1* in den Tabellen 4.16, 4.18, 4.17 und 4.19 zeigen.

#### 4.2.3.2 Schätzungen nach Börsennotierung

Es fällt auf, daß die verzögerte Cash Flow-Quote für beide Gruppen in den Fixed Effects Modellen signifikant größer als null ist. Der gleichperiodige Cash Flow hat bei den Spezifikationen für die börsennotierten Unternehmen einen nachweisbaren

Tabelle 4.16: Schätzungen (S1) für nicht börsennotierte Unternehmen

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.030 (1.169) (0.243)	0.027 (1.072) (0.284)
$CF1_{t-1}$	0.039 (2.029) (0.043)	0.027 (1.401) (0.162)
$SAR_{t-1}$	0.088 (3.089) (0.002)	0.096 (3.349) (0.001)
$ANG_{t-1}$	-0.165 (-1.674) (0.094)	-0.045 (-0.398) (0.691)
$WBS_t$	0.210 (6.401) (0.000)	0.199 (6.215) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.063 (2.859) (0.004)	0.054 (2.513) (0.012)
$R^2$	0.1730	0.1995
$\bar{R}^2$	0.1686	0.1925
F-Statistik	39.506	28.144
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 228; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Einfluß. Anhand der Ergebnisse der Tests auf Gleichheit der Parameter können die Nullhypothesen beibehalten werden: Z.B. reichen für die börsennotierten Firmen die 95%-Konfidenzintervalle bei festen Unternehmenseffekten von 0,010 bis 0,072 für den gleichperiodigen Cash Flow und von 0,006 bis 0,068 für den verzögerten. Die Punktschätzer für die Gruppe der nicht notierten Firmen liegen deutlich innerhalb dieser Bereiche. Die Ergebnisse ändern sich nicht, wenn man zusätzlich zeitliche Effekte oder kleinere Konfidenzbänder berücksichtigt.

Neben der Cash Flow-Quote beeinflußt in beiden Unternehmensgruppen das Wachstum die abhängige Variable. Zusätzlich erhält man für die nicht börsen-



Tabelle 4.17: **Fixed Effects Schätzungen (S1) für börsennotierte Unternehmen**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.041 (2.628) (0.009)	0.037 (2.353) (0.019)
$CF1_{t-1}$	0.055 (2.756) (0.006)	0.046 (2.185) (0.029)
$SAR_{t-1}$	0.070 (0.982) (0.326)	0.089 (1.200) (0.231)
$ANG_{t-1}$	0.010 (0.087) (0.931)	0.107 (0.710) (0.478)
$WBS_t$	0.133 (4.516) (0.000)	0.124 (4.147) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.064 (2.347) (0.019)	0.059 (2.131) (0.033)
$R^2$	0.1739	0.1938
$\overline{R}^2$	0.1666	0.1819
F-Statistik	23.957	16.321
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 138; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktil (untere Klammer).		

notierten Firmen positive und signifikante Parameterschätzungen des Koeffizienten der verzögerten Sachanlagenrendite. Wiederum ist in allen Modellen ein Effekt des Abnutzungsgrades auf die Investitionsquote bei einem Signifikanzniveau von 5% statistisch nicht nachweisbar.

#### 4.2.3.3 Tests in den Börsennotierungsklassen

Auch für diese Gruppen variieren einige Parameterschätzungen beim Übergang auf die Spezifikationen zufälliger Effekte, wie in den Tabellen B.5 und B.6 nachzuvollzie-

hen ist. Dies wird aus der verzögerten Cash Flow-Quote und der Sachanlagenrendite ersichtlich. Besonders stark verändert sich die geschätzte Wirkung der Variablen *ANG*, die in den Random Effects Modellen stark negative Werte annimmt und zudem signifikant ist.

Tabelle 4.18: **Spezifikationstests (S1) für nicht börsennotierte Unternehmen**

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	228, 820	5, 901	233, 816
<i>F</i> -Statistik	20.756	2.2111	3.0303
1%-Niveau	1.2700	3.0376	1.2679
<i>P</i> -Wert	0.000	0.051	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	142.50	594.33	736.83
1%-Niveau	6.6349	6.6349	9.2103
<i>P</i> -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. <i>F</i> -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff.			
2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

Betrachtet man wegen der instabilen Parameterschätzungen die Spezifikations-tests in den Tabellen 4.18 und 4.19, ist zu erkennen, daß die Hypothese einheitlicher Unternehmenseffekte abgelehnt werden kann, während die Nullhypothese identischer fester Effekte für die einzelnen Perioden auf dem 5%-Niveau beibehalten wird. Für die Gruppe der nicht notierten Unternehmen wird diese Annahme auf dem 10%-Niveau abgelehnt.

Die Hypothesen, daß keine unternehmensindividuellen und zeitabhängigen Varianzen vorliegen, werden jedoch in beiden Klassen deutlich falsifiziert. Aber auch für diese Klassifikationskriterien ist festzustellen, daß die Random Effects Hypothese in beiden Gruppen abgelehnt wird. Die entsprechende HAUSMAN-Teststatistik erreicht für die börsennotierten Unternehmen einen Wert von 30,77 und für nicht notierte 79,01, womit beide Annahmen auf dem 1%-Niveau statistisch abzulehnen sind. Die Ergebnisse der Spezifikationstests legen nahe, die Fixed Effects Modelle

Tabelle 4.19: Spezifikationstests (S1) für börsennotierte Unternehmen

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	138 , 520	5 , 541	143 , 516
$F$ -Statistik	25.994	0.9350	3.1852
1%-Niveau	1.3540	3.0512	1.3492
$P$ -Wert	0.000	0.458	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	86.250	31.545	117.80
1%-Niveau	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

zu präferieren.

Unterstellt man die Annahme, nicht börsennotierte Unternehmen seien stärker von Finanzierungsrestriktionen betroffen, da sie nicht die Möglichkeit haben, durch die Ausgabe von Aktien zusätzliches Eigenkapital für Investitionen heranzuziehen, so ist folgendes festzuhalten: Anhand der Daten des verwendeten Panels kann diese Hypothese in der Spezifikation S1 widerlegt werden. Die Börsennotierung ist hier kein geeignetes Kriterium, um finanzrestringierte Unternehmen zu identifizieren.

## 4.3 Untersuchungen der erweiterten Spezifikation (S2)

### 4.3.1 Gesamtpanel und Berücksichtigung der Börsennotierung

#### 4.3.1.1 Schätzungen

Aus den bisherigen Analysen ist ersichtlich, daß die Aufspaltung des Unternehmenspanels neue Erkenntnisse über die verschiedenen Einflußfaktoren insbesondere in den Größenklassen liefert. Insgesamt ist jedoch keine wesentliche Verbesserung des Erklärungsgehaltes zu erkennen. Aus diesem Grund werden im folgenden die Ergebnisse betrachtet, die man für die erweiterte Spezifikation (S2) erhält. Zunächst werden die Analysen für alle Unternehmen sowie für die Untergruppen, getrennt nach Börsennotierung, vorgenommen.

Für das gesamte Panel steigt das Bestimmtheitsmaß in den Fixed Effects Modellen um 5% und anhand der  $F$ -Statistik wird die dazugehörige Nullhypothese abgelehnt. An den Schätzungen der Parameter in der Tabelle 4.20 fällt auf, daß die Ergebnisse für die Cash Flow-Quote, die Sachanlagenrendite, den Abnutzungsgrad und das Bilanzsummenwachstum zwar veränderte numerische Werte ergeben, jedoch zu den gleichen Signifikanzaussagen führen.

Von Interesse sind insbesondere die Parameterschätzungen für die Finanzierungskennzahlen: Die Fremdkapitalquote hat in beiden Modellen auf dem 10%-Niveau einen signifikanten Einfluß. Ein höherer Anteil der Fremdkapitalfinanzierung steigert die Investitionen, während die Zinslast und die Kreditvergabe durch die Banken keine nachweisbare Bedeutung für die Investitionstätigkeit in dem Gesamtpanel haben.

Betrachtet man statt des gesamten Panels lediglich nicht börsennotierte Unternehmungen (Tabelle 4.21), ändern sich die Ergebnisse für die Cash Flow-Quote, die Rendite, den Abnutzungsgrad und das Unternehmenswachstum nur geringfügig gegenüber den Schätzungen für S1. Die Cash Flow Koeffizienten werden nun in beiden Modellen mit festen Effekten als nicht signifikant von null verschieden erkannt.

Die Sachanlagenrendite der Vorperiode hat eine signifikant positive Wirkung. Für den Abnutzungsgrad und die Veränderungsrate der Bilanzsumme sind signifikante negative bzw. positive Einflüsse festzustellen. Die Signifikanzaussagen für diese Variablen haben sich demnach nicht geändert.

Tabelle 4.20: **Fixed Effects Schätzungen (S2) für das gesamte Unternehmenspanel**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.053 (2.745) (0.006)	0.042 (2.157) (0.031)
$CF1_{t-1}$	0.049 (2.964) (0.003)	0.038 (2.213) (0.027)
$SAR_{t-1}$	0.108 (2.511) (0.012)	0.119 (2.786) (0.005)
$ANG_{t-1}$	-0.090 (-1.043) (0.297)	0.018 (0.175) (0.861)
$WBS_t$	0.180 (7.332) (0.000)	0.173 (7.062) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.056 (2.840) (0.005)	0.051 (2.620) (0.009)
$COV_t$	0.002 (0.050) (0.961)	-0.025 (-0.501) (0.617)
$FKQ_t$	0.139 (2.229) (0.026)	0.115 (1.877) (0.061)
$BVA_t$	0.042 (0.762) (0.446)	0.062 (1.130) (0.259)
$R^2$	0.2126	0.2347
$\overline{R}^2$	0.2081	0.2284
F-Statistik	46.962	36.835
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 315; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle 4.21: **Fixed Effects Schätzungen (S2) für nicht börsennotierte Unternehmen**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.057 (1.526) 0.127	0.044 (1.177) (0.240)
$CF1_{t-1}$	0.035 (1.557) 0.120	0.021 (0.937) (0.349)
$SAR_{t-1}$	0.117 (3.167) (0.002)	0.127 (3.465) (0.001)
$ANG_{t-1}$	-0.180 (-1.733) (0.083)	-0.065 (-0.561) (0.575)
$WBS_t$	0.237 (6.101) (0.000)	0.228 (5.958) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.060 (2.315) (0.021)	0.052 (2.069) (0.039)
$COV_t$	0.052 (0.694) (0.488)	0.020 (0.248) 0.804
$FKQ_t$	0.034 (0.363) (0.717)	0.023 (0.245) (0.807)
$BVA_t$	0.008 (0.112) (0.911)	0.025 (0.363) (0.717)
$R^2$	0.2324	0.2593
$\overline{R}^2$	0.2252	0.2493
F-Statistik	32.626	26.009
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 196; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Betrachtet man die Schätzungen für die Koeffizienten der Finanzierungsvariablen, so ist festzuhalten, daß keine der Kennziffern einen signifikanten Zusammenhang zu der Investitionsquote in Sachanlagen aufweist. Dies ist ein weiteres Indiz dafür, daß die Unterteilung anhand des Kriteriums der Börsennotierung nicht hinreichend für die Identifikation verstärkt finanzrestringierter Unternehmen ist.

Auch für die börsennotierten Firmen ist festzuhalten, daß die Variablen, die bereits in *S1* spezifiziert werden, keine veränderten Vorzeichen aufweisen, wie in der Tabelle 4.22 erkennbar. Somit hat sowohl die Cash Flow-Quote der gleichen Periode als auch die der Vorperiode einen positiven Einfluß auf die Investitionen. Signifikant von null verschiedene Koeffizientenschätzungen erhält man zudem für das Unternehmenswachstum.

Anders als bei den nicht börsennotierten Unternehmen existieren in dieser Gruppe offensichtlich Zusammenhänge zwischen *IQ1* und den Finanzierungs Kennzahlen. Die coverage ratio besitzt einen signifikanten negativen Einfluß, wenn zeitliche, feste Effekte modelliert werden, und die erhöhte Fremdkapitalquote fördert die Investitionstätigkeit in den Betrieben. Diese Ergebnisse deuten ebenfalls darauf hin, daß die Börsennotierung kein geeignetes Klassifikationskriterium ist.

#### 4.3.1.2 Robustheit und Spezifikationstests

Die Instabilität der Schätzungen und Parametertests ist auch in dieser Spezifikation zu beobachten, wenn von den Fixed Effects Modellen auf die entsprechende Spezifikation mit zufälligen Effekten übergegangen wird. Die Werte der  $\hat{\theta}_i, i = 1, 2$ , die z.B. bei den Untersuchungen für das gesamte Panel ca.  $\frac{1}{3}$  betragen, deuten auf ein höheres Gewicht des gepoolten OLS-Schätzers hin.

In der Tabelle B.7 sind die Random Effects Schätzungen für alle Unternehmen angegeben. Dort ist zu erkennen, daß für die gleichperiodige Cash Flow-Quote, die Sachanlagenrendite, den Abnutzungsgrad und für die Zinsdeckung die Punktschätzungen und die Signifikanztests deutlich schwanken. Ähnliches gilt für die Analysen der börsennotierten und der übrigen Firmen in den Tabellen B.11 und B.12. Z.B. ändern sich für die Reihen *SAR* und *ANG* in allen drei Untersuchungen die Schätzergebnisse stark, so daß die Parametertests auf Verschiedenheit von null andere Ergebnisse ausweisen.

Für das gesamte Firmenpanel zeigen die Spezifikationstests in der Tabelle 4.23 an, daß die Berücksichtigung zeitlicher und individueller Komponenten sinnvoll ist und zudem von null verschiedene Varianzen vorliegen. Trotz dieser Ergebnisse wird auch hier anhand des HAUSMAN-Tests die Nullhypothese der zufälligen Unterneh-

Tabelle 4.22: **Fixed Effects Schätzungen (S2) für börsennotierte Unternehmen**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.045 (2.341) (0.020)	0.035 (1.832) (0.067)
$CF1_{t-1}$	0.063 (2.669) (0.008)	0.054 (2.180) (0.030)
$SAR_{t-1}$	0.113 (1.236) (0.217)	0.127 (1.363) (0.174)
$ANG_{t-1}$	0.051 (0.373) (0.709)	0.146 (0.852) (0.395)
$WBS_t$	0.128 (4.111) (0.000)	0.120 (3.730) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.058 (2.019) (0.044)	0.055 (1.905) (0.057)
$COV_t$	-0.066 (-1.519) (0.129)	-0.089 (-1.899) (0.058)
$FKQ_t$	0.201 (2.4773) (0.014)	0.171 (2.058) (0.040)
$BVA_t$	0.078 (0.9634) (0.336)	0.104 (1.217) (0.224)
$R^2$	0.2269	0.2435
$\overline{R}^2$	0.2150	0.2266
F-Statistik	19.072	14.388
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 119; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		



menseffekte bei einer Testrealisation von 405,81 und einem kritischen 5%-Wert von 21,67 abgelehnt, was zu einer Präferenzierung der Fixed Effects Modelle führt.

Tabelle 4.23: Spezifikationstests (S2) für das gesamte Unternehmenspanel

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	315,1250	5,1246	320,1246
$F$ -Statistik	18.874	3.7215	3.2788
1%-Fraktil	1.2237	3.0319	1.2224
$P$ -Wert	0.000	0.002	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	196.88	2706.4	2903.3
1%-Fraktil	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

Unterteilt man das Datenpanel anhand der Börsennotierung, so ergeben die Spezifikationstests in den Tabellen 4.24 und 4.25 folgendes Bild: Sowohl bei den börsennotierten als auch bei den nicht notierten Unternehmen ist die Hypothese einheitlicher firmenindividuellen Komponenten statistisch nicht haltbar. Allerdings kann in der Gruppe der börsengehandelten Unternehmen die Annahme identischer, zeitlicher Komponenten beibehalten werden.

Anhand der Teststatistiken bezüglich der Varianzkomponenten wird die jeweilige  $H_0$ -Annahme in jedem Fall abgelehnt. Gleichzeitig ist die Hypothese zufälliger Effekte für die unternehmensindividuelle Komponente in beiden Klassen anhand des HAUSMAN-Testergebnisses statistisch nicht haltbar. Dabei sind Teststatistiken von 88,275 in der Gruppe der nicht börsennotierten Unternehmen und 42,230 bei den übrigen Firmen zu beobachten, was jeweils zu einer Ablehnung auf dem 1%-Niveau führt.

Insgesamt ist festzustellen, daß zusätzliche finanzwirtschaftliche Variablen den Erklärungsgehalt der Spezifikation erhöhen. Jedoch zeigt sich, wie bei der Analyse von  $S1$ , daß die Börsennotierung offensichtlich kein geeignetes Kriterium ist, um

Tabelle 4.24: Spezifikationstests (S2) für nicht börsennotierte Unternehmen

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	196,774	5,770	201,770
$F$ -Statistik	16.794	3.2179	3.1838
1%-Fraktile	1.2896	3.0410	1.2868
$P$ -Wert	0.000	0.007	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	122.50	510.29	632.79
1%-Fraktile	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

stärker finanzrestringierte Unternehmen zu identifizieren. Ob es erfolgreicher ist, die Firmen in verschiedene Größenklassen zu unterteilen, wird in folgenden Abschnitt untersucht. Nach wie vor kann die Hypothese zufälliger Komponenten anhand des HAUSMAN-Tests abgelehnt werden, was dafür spricht, die Modelle mit festen Effekten zu nutzen.

Tabelle 4.25: Spezifikationstests (S2) für börsennotierte Unternehmen

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	119,466	5,462	124,462
$F$ -Statistik	23.042	0.9558	3.2246
1%-Fraktil	1.3825	3.0570	1.3765
$P$ -Wert	0.000	0.445	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	74.375	30.251	104.63
1%-Fraktil	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

## 4.3.2 Trennung nach Größenklassen

### 4.3.2.1 Schätzergebnisse nach Größengruppen

Es fällt auf, daß bei der Teiluntersuchung für die Gruppe der kleinen Firmen das Bestimmtheitsmaßes  $R^2$  deutlich steigt (Tabelle 4.26). In den Modellen mit festen Effekten steigt dieser Wert von 22,1% auf 34,3% und von 24,8% auf 37%, also jeweils um über zwölf Prozent. Auch die entsprechenden korrigierten Bestimmtheitsmaße nehmen in ähnlichem Umfang zu. Die Erhöhung ist ein deutliches Indiz dafür, daß diese Spezifikation für die Gruppe der Unternehmen bis 100 Mio. DM Bilanzsumme einen besseren Erklärungsgehalt als das zuvor untersuchte Modell aufweist, insbesondere, da die Zuwächse z.B. bei den nach Börsennotierung getrennten Kategorien geringer ausfallen.

An den Schätzungen der Spezifikation  $S_2$  für die kleinste Größenklasse in der Tabelle 4.26 ist weiterhin ersichtlich, daß die Ergebnisse für die bereits in den  $S_1$ -Modellen berücksichtigten Variablen robust sind, auch wenn zusätzliche Finanzierungskennziffern hinzugenommen werden.

So ist hier für den gleichperiodigen Cash Flow-Parameter ein signifikanter Einfluß zu konstatieren, zudem ergeben sich positive Parameterschätzungen für die Variable  $SAR$  sowie für die unverzögerte Wachstumsrate der Bilanzsumme.

Aufschlußreich sind für diese Kategorie die Koeffizientenschätzungen der Finanzierungskennzahlen: Dabei sind alle Ergebnisse in den Spezifikationen mit festen individuellen und periodischen Konstanten signifikant von null verschieden. Für die coverage ratio wird ein negativer Einfluß festgestellt: Eine hohe Zinsbelastung in einer Periode führt wie erwartet zu einer geringeren Investitionsquote in Sachanlagen.

Gleichzeitig fördern eine hohe Fremdkapitalquote und ein hoher Anteil der Verbindlichkeiten gegenüber den Kreditinstituten die Investitionstätigkeit. Diese Effekte deuten darauf hin, daß in der Gruppe der kleinen Unternehmen ein hoher Anteil des Fremdkapitals sowie relativ zu den Gesamtverbindlichkeiten umfangreiche Bankkredite den Finanzierungsspielraum der Unternehmen erhöhen. Dies gilt insbesondere, wenn man berücksichtigt, daß diese Unternehmensklasse die größten Mittelwerte und Mediane für diese Variablen aufweist, wie in den Tabellen 4.8 bis 4.10 zu erkennen ist. Die Kennziffer  $BVA$  dient somit als Indikator für die Kreditwürdigkeit dieser Unternehmen.

Einige Veränderungen sind an den Ergebnissen für die mittlere Größenkategorie in der Tabelle 4.27 festzustellen: Der Anteil der erklärten Streuung an der Gesamtstreuung nimmt nur um wenige Prozentpunkte zu. Außerdem hat in dieser Un-

Tabelle 4.26: Fixed Effects Schätzungen (S2) für die kleinste Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.093 (3.166) (0.002)	0.078 (2.647) (0.008)
$CF1_{t-1}$	0.029 (0.988) (0.324)	0.019 (0.634) (0.526)
$SAR_{t-1}$	0.262 (3.182) (0.002)	0.265 (3.298) (0.001)
$ANG_{t-1}$	-0.025 (-0.195) (0.846)	0.066 (0.465) (0.642)
$WBS_t$	0.234 (5.970) (0.000)	0.228 (5.847) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.046 (1.571) (0.117)	0.042 (1.401) (0.162)
$COV_t$	-0.091 (-1.770) (0.077)	-0.112 (-2.079) (0.038)
$FKQ_t$	0.212 (2.315) (0.021)	0.182 (2.004) (0.046)
$BVA_t$	0.165 (2.153) (0.032)	0.178 (2.318) (0.021)
$R^2$	0.3426	0.3701
$\overline{R}^2$	0.3311	0.3540
F-Statistik	29.825	23.091
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 105; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle 4.27: **Fixed Effects Schätzungen (S2) für die mittlere Größenklasse**

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.039 (0.908) (0.364)	0.032 (0.763) (0.446)
$CF1_{t-1}$	0.060 (2.079) (0.038)	0.049 (1.651) (0.099)
$SAR_{t-1}$	0.028 (0.536) (0.592)	0.039 (0.735) (0.463)
$ANG_{t-1}$	-0.171 (-1.169) (0.243)	-0.090 (-0.535) (0.593)
$WBS_t$	0.158 (3.664) (0.000)	0.149 (3.441) (0.001)
$WBS_{t-1}$	0.060 (1.619) (0.106)	0.057 (1.545) (0.123)
$COV_t$	0.096 (0.966) (0.334)	0.072 (0.673) (0.501)
$FKQ_t$	-0.064 (-0.694) (0.488)	-0.086 (-0.934) (0.351)
$BVA_t$	0.104 (1.186) (0.236)	0.128 (1.444) (0.149)
$R^2$	0.1777	0.1938
$\overline{R}^2$	0.1632	0.1731
F-Statistik	12.248	9.3560
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 104; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

ternehmensklasse keine der Finanzierungskennziffern einen nachweisbaren Einfluß auf die Investitionsquote. Gemeinsam mit dem insignifikanten Koeffizienten für die gleichperiodige Cash Flow-Quote deuten diese Ergebnisse darauf hin, daß die Firmen weniger von finanziellen Restriktionen betroffen sind, als kleine Unternehmen. Bestimmend für die Investitionstätigkeit ist neben dem verzögerten Cash Flow im wesentlichen das jeweilige Wachstum, wie bereits bei der Analyse der Spezifikation *S1* festgestellt wurde.

Die Analysen der erweiterten Spezifikation für die obere Größenklasse bestätigen den bisher entstandenen Eindruck: Das Bestimmtheitsmaß steigt in allen Modellen um ca. 8% und die verzögerte Cash Flow-Quote sowie die gleichperiodige Wachstumsrate weisen positive Wirkungen auf die Investitionsquote aus, während der Cash Flow-Quote der gleichen Periode in der Spezifikation mit firmenindividuellen Effekten signifikante Einflüsse nachgewiesen werden.

Die Parameterschätzungen für die Variablen *COV*, *FKQ* und *BVA* können mit denen der kleinen Firmen verglichen werden: Während der Zinsdeckungsquotient keinen Einfluß hat, geht auch in dieser Größenkategorie eine hohe Fremdkapitalquote mit hoher Investitionstätigkeit einher. Gleichzeitig ist festzustellen, daß ein hoher Anteil von Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten deutlich negative Wirkungen auf die Investitionsquote hat.

Dies läßt den Schluß zu, daß bei den großen Unternehmen die starke Fixierung auf den Bankensektor als Fremdkapitalgeber als einseitige Abhängigkeit gesehen wird und die Investitionsfähigkeit der Firma hemmt. Während in der Gruppe der kleinen Unternehmen ein hoher Anteil an Bankverbindlichkeiten offensichtlich als Maß dient, die Kreditwürdigkeit eines Unternehmens zu beurteilen, und somit die Investitionsmöglichkeiten einer Firma steigert, ist in der oberen Größenkategorie das Gegenteil zu beobachten. Dort wird die verstärkte Konzentration auf einen Kapitalgeber eher als ungünstiges Zeichen gewertet, da sie den Handlungsspielraum des Unternehmens unnötig einengt.

Betrachtet man die 95%-Konfidenzintervalle der Finanzierungsvariablen für die kleinen Unternehmen, wenn firmenindividuelle und periodische Effekte berücksichtigt werden, so ergibt sich folgendes Bild: Wie in der Tabelle 4.29 zu erkennen, liegen die Punktschätzungen der Parameter der Variablen *COV* und *FKQ* für die mittlere Größenkategorie außerhalb der jeweiligen Konfidenzbereiche. Für die obere Größengruppe sind die Koeffizienten für *COV* und *BVA* signifikant von denen der kleinen Unternehmen verschieden. Diese Ergebnisse zeigen die erheblichen Unterschiede zwischen den Wirkungen der Finanzierungsvariablen in den Größenklassen.

Tabelle 4.28: Fixed Effects Schätzungen (S2) für die obere Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.043 (2.114) (0.035)	0.034 (1.607) (0.109)
$CF1_{t-1}$	0.072 (3.506) (0.000)	0.061 (2.965) (0.003)
$SAR_{t-1}$	-0.014 (-0.457) (0.648)	-0.007 (-0.216) (0.829)
$ANG_{t-1}$	-0.176 (-2.022) (0.044)	-0.041 (-0.342) (0.732)
$WBS_t$	0.136 (3.875) (0.000)	0.129 (3.880) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.055 (1.608) (0.108)	0.050 (1.528) (0.127)
$COV_t$	0.054 (1.224) (0.221)	0.032 (0.701) (0.484)
$FKQ_t$	0.350 (4.322) (0.000)	0.339 (4.290) (0.000)
$BVA_t$	-0.243 (-3.012) (0.003)	-0.241 (-3.026) (0.003)
$R^2$	0.2745	0.2914
$\overline{R}^2$	0.2619	0.2736
F-Statistik	21.859	16.327
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 106; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		



Tabelle 4.29: **Konfidenzintervalle der Finanzierungsvariablen**

Variable	untere Intervallgrenze	obere Intervallgrenze
<i>COV</i>	-0,218	-0,0064
<i>FKQ</i>	0,004	0,360
<i>BVA</i>	0,027	0,329

Im folgenden werden für die einzelnen Größenklassen die Schätzungen der Random Effects Modelle und die Testergebnisse dargestellt.

#### 4.3.2.2 Spezifikationstests für die Größenklassen

Auch die Schätzergebnisse der Finanzierungsparameter sind nicht robust gegenüber der Spezifikation der individuellen Komponenten: In der Gruppe der kleinen Unternehmen ändern sich für *COV*, *FKQ* und *BVA* nicht nur die numerischen Ergebnisse, sondern auch die Signifikanzaussagen können nicht beibehalten werden. Sowohl bei der Spezifikation firmenindividueller Effekte als auch bei zusätzlichen periodischen Komponenten sind die Finanzierungswirkungen in den Random Effects Modellen insignifikant. Dies gilt auch für den Einfluß der gleichperiodigen Cash Flow-Quote.

Ähnliches gilt für die mittlere Größenkategorie: Für diese Unternehmen sind die Koeffizienten der coverage ratio und der Fremdkapitalquote signifikant kleiner bzw. größer als null. Bei den Firmen über 450 Mio. DM Bilanzsumme verändert sich das Ergebnis des Signifikanztests des Anteils der Verbindlichkeiten gegenüber den Kreditinstituten. Für diese Variable ist kein Einfluß mehr nachweisbar.

Wie bereits bei den Untersuchungen der Spezifikation *S1* fällt auf, daß die Random Effects Schätzer stärker von dem KQ-Schätzer für das gepoolte Modell beeinflusst werden. Dies ist an den  $\theta$ -Werten von rund 0.25 für die mittlere und die obere Größenklasse zu erkennen. Lediglich bei den Unternehmen unter 100 Mio. DM ist dieser Wert höher.

Die Ergebnisse der Spezifikationstests sind in den Tabellen 4.30, 4.31 und 4.32 angegeben. Alle Annahmen über die individuellen und periodischen Komponenten sowie über deren Varianzen können für die kleinste Größenkategorie anhand der

Tabelle 4.30: Spezifikationstests (S2) für die kleinste Größenklasse

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	105,410	5,406	110,406
$F$ -Statistik	15.688	2.0913	3.0542
1%-Fraktil	1.4107	3.0625	1.4034
$P$ -Wert	0.000	0.066	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	65.625	147.17	212.79
1%-Fraktil	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.000	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

Teststatistiken zumindest auf dem 10%-Niveau abgelehnt werden. Dementsprechend wird nach dem Ergebnis von 63,88 für den HAUSMAN-Tests die Random Effects Hypothese verworfen.

Für die anderen Größengruppen kann die Hypothese, daß keine unterschiedlichen, periodischen Komponenten vorliegen, beibehalten werden. Für die Firmen zwischen 100 und 450 Mio. DM Bilanzsumme wird zudem die Nullhypothese  $\sigma_\lambda = 0$  nur auf dem 10%-Niveau statistisch abgelehnt.

Die Werte der HAUSMAN-Teststatistik betragen 50,69 für die mittlere und 33,86 für die obere Größenklasse. Auch hier ist die Random Effects Hypothese klar zu verwerfen.

Insgesamt bestätigen die Schätzungen mit zufälligen Effekten und die Spezifikationstests die Ergebnisse für S1: Die Fixed Effects Annahme kann im allgemeinen aufrecht erhalten werden. Lediglich die Spezifikation periodischer Effekte ist für einige Gruppen unpassend, beeinflusst die Schätzungen jedoch nicht. Die Modellierung zufälliger Komponenten führt in allen Klassen zu instabilen Ergebnissen und kann anhand der HAUSMAN-Teststatistiken verworfen werden.

Tabelle 4.31: Spezifikationstests (S2) für die mittlere Größenklasse

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	105,410	5,406	110,406
$F$ -Statistik	30.433	1.0206	3.3183
1%-Fraktil	1.4129	3.0630	1.4055
$P$ -Wert	0.000	0.405	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	65.000	3.5004	68.500
1%-Fraktil	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.061	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

Tabelle 4.32: Spezifikationstests (S2) für die obere Größenklasse

Nullhypothese	alle $\mu_i$ identisch	alle $\lambda_t$ identisch	alle $\mu_i, \lambda_t$ identisch
Freiheitsgrade	119,466	5,462	124,462
$F$ -Statistik	16.441	1.4262	3.0459
1%-Fraktil	1.4085	3.0621	1.4013
$P$ -Wert	0.000	0.214	0.000
Nullhypothese	$\sigma_\mu = 0$	$\sigma_\lambda = 0$	$\sigma_\mu = \sigma_\lambda = 0$
$\chi^2$ -Statistik	66.250	9.1014	75.351
1%-Fraktil	6.6349	6.6349	9.2103
$P$ -Wert	0.000	0.003	0.000
Anmerkungen: 1. $F$ -Teststatistiken werden aus den restringierten und unrestringierten Residuenquadratsummen berechnet, HSIAO (1986), S. 13 ff. 2. Die $\chi^2$ -Tests mit den Freiheitsgraden eins bzw. zwei werden anhand der Residuen des gepoolten Modells durchgeführt. Siehe hierzu JUDGE, GRIFFITH, HILL, LEE (1980), S. 336 und S. 345.			

## 4.4 Zusammenfassung der Ergebnisse der Paneluntersuchungen

In den vorhergegangenen Abschnitten werden eine ganze Reihe von Resultaten aus den Untersuchungen präsentiert. Ein Überblick soll nun die wesentlichen Erkenntnisse aus den Tabellen und den Erläuterungen bündeln. Folgende neun Punkte fassen die wesentlichen Ergebnisse zusammen.

1. In allen Untersuchungen wird der Cash Flow als Determinante der unternehmerischen Investitionstätigkeit erkannt. Es ergeben sich jedoch deutliche Unterschiede hinsichtlich der Wirkungsstärke sowie der zeitlichen Verteilung des Einflusses in den einzelnen Untergruppen.
2. Für die meisten anderen Größen sind die Ergebnisse uneinheitlich, insbesondere wenn die Kennzahlen die Ertragslage der Unternehmen darstellen sollen. Lediglich für das Unternehmenswachstum wird immer ein signifikanter, positiver Einfluß erkannt. Für das gleichperiodige Wachstum der Bilanzsumme ist zwar ein umgekehrter Effekt der Investitionen auf die Variable *WBS* möglich. Dagegen sprechen jedoch die ebenfalls positiven und häufig signifikanten Schätzergebnisse der verzögerten Wachstumskennzahl, die auf einen zeitlich verteilten Einfluß auf die Investitionen hindeuten.
3. Die Parameterschätzungen sind häufig nicht robust, wenn von einer Spezifikation fester Effekte auf zufällige übergegangen wird.
4. Die Spezifikationstests sprechen in allen Untergruppen des Panels dafür, unternehmensindividuelle Komponenten zu berücksichtigen, während die Annahme einheitlicher, zeitlicher Konstanten beibehalten werden kann. Gleichzeitig wird die Hypothese nullwertiger Varianzen für die firmenspezifischen Varianzkomponenten fast immer abgelehnt.<sup>7</sup>
5. Anhand der Ergebnisse des HAUSMAN-Tests wird die Random Effects Hypothese bis auf einen Fall immer verworfen. Zusammen mit der mangelnden Robustheit vieler Parameterschätzungen rechtfertigt dies, feste Effekte zu spezifizieren und die Koeffizienten anhand dieser Ergebnisse zu testen.

---

<sup>7</sup>Einzige Ausnahme ist die Spezifikation *S1* für die mittlere Größenklasse.

6. Nur wenige neue Erkenntnisse werden gewonnen, wenn die Unternehmen anhand des Kriteriums der Börsennotierung unterteilt werden. Ob die Wertpapiere eines Unternehmens an der Börse gehandelt werden, ist für die Investitionstätigkeit in dem untersuchten Datensatz von geringer Bedeutung.
7. Aufschlußreicher ist es, die einzelnen Größengruppen zu betrachten: Die Signifikanzresultate des Cash Flow Parameters, aber auch die Höhe der entsprechenden Schätzungen, sprechen dafür, die Finanzrestriktionshypothese für die Gruppe der Unternehmen mit bis zu 100 Mio. DM Bilanzsumme aufrecht zu erhalten.
8. Die Aussagen aus den Punkten 6. und 7. werden bekräftigt, wenn die Finanzierungskennzahlen in der Spezifikation  $S2$  hinzugenommen werden. Hier liefert die Unterscheidung anhand der Börsennotierung keine interpretierbaren Ergebnisse. Die Schätzresultate insbesondere der signifikanten Parameter der Variablen  $COV$  und  $BVA$  unterstützen zudem die These, daß die kleinen Firmen am stärksten von den Auswirkungen restriktiver Finanzierungsbedingungen betroffen sind.
9. Erwähnenswert ist die Steigerung des Erklärungsgehaltes der Schätzgleichungen, wenn die Finanzierungskennzahlen berücksichtigt werden. Insbesondere der starke Zuwachs des Bestimmtheitsmaßes in der kleinsten und der höchsten Größenklasse macht diesen Zugewinn deutlich.

# Kapitel 5

## Kritische Betrachtungen und zukünftige Entwicklungsmöglichkeiten

Die vorliegende Arbeit versucht, eine Brücke zu schlagen von der mikroökonomischen Theorie imperfekter Kapitalmärkte hin zu den ökonometrischen Ergebnissen der Panelstudien. Die Auswertung der Literatur zu den Modellen unvollkommener Kapitalmärkte dient dabei einem vorrangigen Ziel: Sie soll aufzeigen, welche Triebfedern die Investitionstätigkeit der Unternehmen verstärken können. Grundsätzlich werden zwei Einflußkanäle unterschieden.

Die Ertragslage in einem Unternehmen ist die eine Größe, die maßgeblich die Investitionsentscheidungen steuert. Dabei gilt folgender Zusammenhang: Ist Tobin's  $q$  größer als eins, d.h. sind die erwarteten Einnahmen eines Projekts höher als die erwarteten Kosten, so investiert die Firma. Dies ist zwar ein plausibler Zusammenhang, jedoch entstehen sowohl für den Firmenleiter als auch für den Wirtschaftsforscher Probleme, will man den tatsächlichen  $q$ -Wert bestimmen. In den empirischen Analysen wird die Ertragslage deshalb über Renditekennzahlen und das Unternehmenswachstum approximiert, in der Annahme, auch die tatsächlichen Investitionsentscheidungen werden aufgrund solcher betriebswirtschaftlichen Kennzahlen getroffen.

Auf der anderen Seite begrenzen die Finanzierungsmöglichkeiten die Investitionstätigkeit der Unternehmen: Ursachen können z.B. höhere Finanzierungskosten aufgrund von Risikozuschlägen oder rationierte Kredite wegen ungleich verteilter Informationen sein. Der Cash Flow ist die wichtigste Variable, die die Finanzierungssituation eines Unternehmens wiedergibt. Dieser Wert mißt die in einer Firma

verfügbaren liquiden Mittel und wird stark von den finanziellen Rahmenbedingungen beeinflußt. Ein Kapitalgeber verändert den Cash Flow unmittelbar, wenn er den Zinssatz steigert oder die Menge des zur Verfügung gestellten Fremdkapitals begrenzt. Neben dem Cash Flow werden in den empirischen Analysen weitere Finanzierungskennzahlen verwendet, die insbesondere die Rolle des Bankensektors als Kapitalgeber und die Wirkung der Zinszahlungen auf die Investitionstätigkeit darstellen sollen.

Die Unternehmensinvestitionen werden untersucht, nachdem ausführlich die Methoden und die Panel-Daten beschrieben und diskutiert wurden. Das zentrale Ergebnis der Analysen ist, daß die Hypothese restriktiver Finanzierungsbedingungen für die Gruppe der kleinen Unternehmen aufrecht erhalten werden kann: Diese Firmen sind in ihren internen Finanzierungsmitteln beschränkt, ihre Investitionstätigkeit wird durch die Kosten für das Fremdkapital belastet und bei ihnen dominieren die Kreditinstitute als Kapitalgeber. Dieses Ergebnis ist unabhängig von der Wahl der ökonometrischen Spezifikation.

Wie bedeutend ökonomische Erkenntnisse sind, wird langfristig an ihrer Fähigkeit gemessen, gesamtwirtschaftlich relevante Beziehungen aufzudecken und Lösungswege aufzuzeigen, um wirtschaftliche Hemmnisse zu beseitigen. Auch die finanzökonomischen Ansätze werden dieser Prüfung unterzogen.

In diesem Zusammenhang gilt es darzustellen, welche makroökonomische Aussagekraft die Modelle besitzen. Im wesentlichen ist eine Voraussetzung zu erfüllen, damit eine Relevanz auf aggregierter Ebene gewährleistet ist: Die Hypothese restriktiver Finanzierungsbedingungen der Unternehmen muß für einen ausreichend großen Anteil der Betriebe erfüllt sein. Diese Bedingung erscheint zwar angesichts der Untersuchungsergebnisse der vorliegenden Arbeit und der großen Bedeutung kleiner und mittlerer Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland unproblematisch; um wirtschaftspolitische Maßnahmen zu rechtfertigen, bedarf es jedoch härterer Fakten.

In einem Ausblick soll skizziert werden, welche Bedeutung Finanzierungsrestriktionen für eine Volkswirtschaft haben können und wie solche gesamtwirtschaftlichen Effekte möglicherweise dargestellt werden können.

Für die finanzrestringierten Betriebe gilt folgender Zusammenhang: Ein höheres Konkursrisiko und eine starke Konzentration auf einen Fremdkapitalgeber führen zu höheren Finanzierungskosten oder zu einer Rationierung der Kredite. Dies wirkt negativ auf die Investitionstätigkeit der Betriebe. Gleichzeitig entscheiden die Kreditgeber über die Vergabe ihrer Finanzmittel nicht ausschließlich anhand der Beschaffungskosten, die sie z.B. bei der Zentralbank aufwenden müssen. Eine

Schlußfolgerung ist, daß - ähnlich wie im Modell nach BERNANKE, BLINDER (1988) - die Fremdkapitalzinsen der Unternehmen nicht vollständig den Änderungen des gesamtwirtschaftlichen Zinsniveaus folgen. Dies tritt z.B. auf, wenn zwar der Refinanzierungszins bei der Zentralbank sinkt, zeitgleich aber das Konkursrisiko eines Unternehmens höher eingeschätzt wird.

Die Differenz aus Refinanzierungszins und den Fremdkapitalzins der Unternehmen ist dann ein Indikator für restriktive Finanzierungsbedingungen und hat negative Effekte auf gesamtwirtschaftliche Größen. Diese Beziehung soll anhand der Investitions- und Zinsdaten aus der Einleitung verdeutlicht werden: Als zu erklärende Größe wird wie in Abbildung 1.1 die Veränderungsrate der Investitionen für Deutschland herangezogen. Die Zinsdifferenz aus dem Kontokorrentzinssatz für Kredite zwischen fünf und 15 Mio. DM sowie dem Dreimonatsgeldmarktsatz wird berechnet und als exogene Variable spezifiziert.

Der Kontokorrentsatz ist geeignet, da er die Kosten für eine kurzfristige Kreditaufnahme zu Produktionszwecken widerspiegelt, während der Geldmarktzins eng an der geldpolitischen Richtung der Bundesbank orientiert ist.

In der Grafik 5.1 ist der Zusammenhang für Investitionswachstum und Zinsdifferenz abgebildet. Es ist auffällig, wie eng die Korrelation auch für Verzögerungen der Zinsdifferenz von einer und zwei Perioden ist; eindeutig ist die negative Beziehung zu erkennen.<sup>1</sup> Auch eine Analyse mit Hilfe eines GRANGER-Kausalitätstest zeigt, daß die Hypothese, die Differenz sei granger-kausal zur Wachstumsrate, beibehalten werden kann.<sup>2</sup> Dies kann in der Tabelle 4.7 nachvollzogen werden. Dort sind die Ergebnisse dieses Tests für das Investitionswachstum und die Zinsdifferenz angegeben. Zum Vergleich sind auch die Ergebnisse zu einer zeitlichen Zinsdifferenz dargestellt, da diese Variablen oft als Konjunkturindikatoren verwendet werden.<sup>3</sup>

Die Nullhypothese der Nicht-Kausalität der Differenz aus Kontokorrent- und

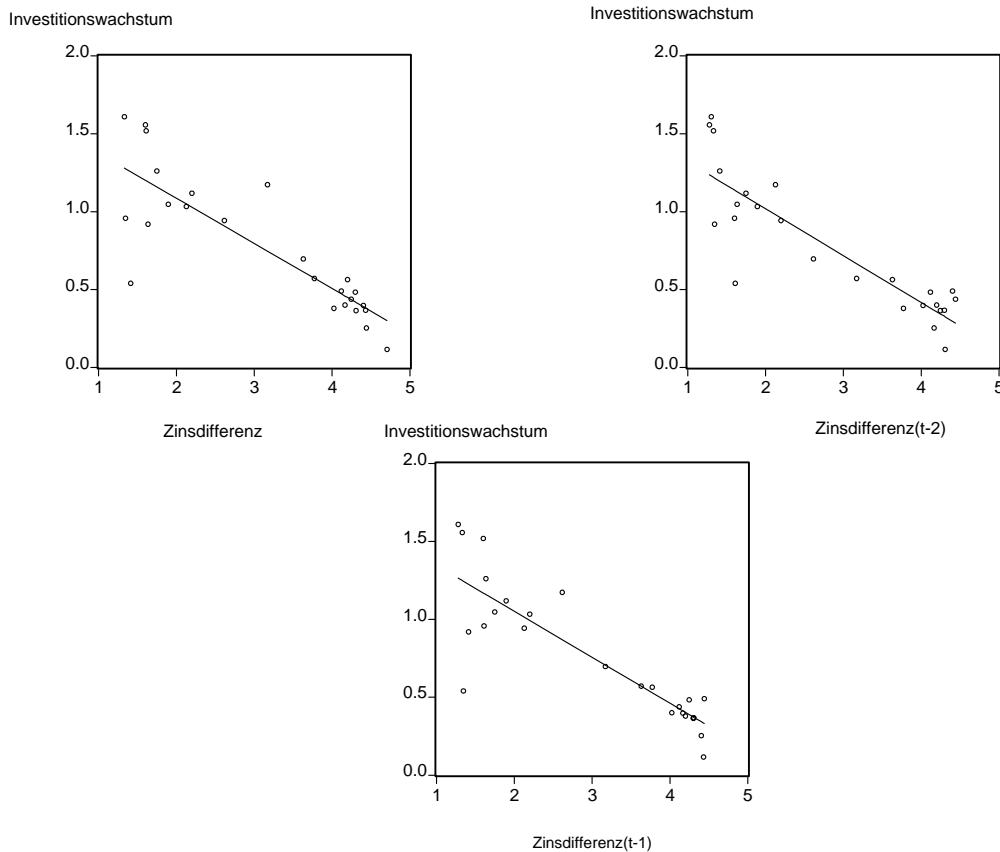
---

<sup>1</sup>Beim Vergleich mit einer zeitlichen Zinsdifferenz aus Umlaufrendite und Geldmarktsatz, die üblicherweise als Konjunkturindikator verwendet werden (siehe DAVIS, FAGAN (1997)), schneidet die hier verwendete Reihe deutlich besser ab. Zudem sind die Ergebnisse auch für weitere Lags stabil.

<sup>2</sup>Zum GRANGER-Kausalitätstest siehe JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 255. Es handelt sich natürlich nicht um eine *Kausalität* im strengen Sinne. Das Verfahren untersucht die zeitliche Wirkungsstruktur zwischen zwei Variablen. Dabei wird lediglich in einem vektor-autoregressiven Modell mit zwei Variablen und zwei Verzögerungen die Annahme getestet, daß die Koeffizienten der verzögerten Zinsdifferenz alle gleich null sind. Die allgemein übliche Bezeichnung des Testverfahrens wird hier beibehalten, auch wenn der Kausalitätsbegriff nicht korrekt ist.

<sup>3</sup>Siehe z.B. DAVIS, FAGAN (1997), die die Indikatoreigenschaften der Reihen für verschiedenen Länder untersuchen.



Abbildung 5.1: **Veränderung der Investitionen und Zinsdifferenz in Deutschland 1989 bis 1996**Tabelle 5.1: **Granger-Kausalitätstests für die Investitionen und Zinsdifferenzen**

Nullhypothese	$F$ -Statistik	$P$ -Wert
Inv.wachstum nicht gr.-kausal zur Zinsdifferenz	0.21402	0.80935
Zinsdifferenz nicht gr.-kausal zum Inv.wachstum	7.33217	0.00469
Inv.wachstum nicht gr.-kausal zur zeitl. Zinsdifferenz	4.43945	0.02709
zeitl. Zinsdifferenz nicht gr.-kausal zum Inv.wachstum	0.27962	0.75029

Geldmarktzins auf die Veränderungsrate der Investitionen kann statistisch abgelehnt werden. Die umgekehrte Annahme hingegen nicht. Die Analysen für die zeitliche Zinsdifferenz deuten sogar auf eine Wirkung von den Investitionen auf die zeitliche Zinsstruktur hin.

Auch hier gilt: Die ad hoc Darstellungen dieses Abschnitts ersetzen keine vollständige ökonometrische Untersuchung des Zusammenhangs; insbesondere Abbildung 5.1 liefert jedoch einen Eindruck, wie finanzökonomische Variablen zukünftig auf gesamtwirtschaftlicher Ebene eingesetzt werden könnten.

# Anhang A

## Programme zur Berechnung der Schätzungen und Tests

Im folgenden werden die Prozeduren, die zur Berechnung der Fixed Effects und der Random Effects Schätzungen sowie der aufgeführten Tests dargestellt. Diese wurden mit Hilfe des ökonometrischen Programmpaketes EViews durchgeführt. Die nachfolgenden Abschnitte beschränken sich auf die eigentlichen Berechnungsvorgänge, die Teile in den Programmen, die für die Ausgabe der jeweiligen Ergebnisse erzeugt wurden, sind nicht angegeben, da sie für die Berechnungen unerheblich sind.

### A.1 Bereinigung der Daten um die Mittelwerte

Dieses Unterprogramm berechnet die individuellen Mittelwert einer Reihe. Die Variable, der neue Variablenname und die Länge der Zeitreihe müssen angegeben werden. Ausgegeben werden die Reihe der Mittelwerte -erkennbar an der Endung „\_m“- und die mittelwertbereinigten Daten (\_b).

```
*****SUBROUTINE IMittel(SERIES Daten, STRING %name, SCALAR T)%dep = "isa_M"  
                                'Umwandlung der Daten in eine Matrix  
STOMNA(Daten,temp_Daten)  
                                'Untermatrix der Länge T  
MATRIX(T,1) temp_SubDaten  
                                'neue Reihe  
                                'zu erzeugende neue Reihen  
  
%mw=%name+"_mw" 'Mittelwertreihe  
%b=%name+"_b" 'Mittelwerte für NAs eingesetzt  
SERIES {%mw}
```

```

SERIES {%b}
                                'Schritte über die Individuen
FOR !i=1 TO @ROWS(temp_Daten) STEP T
                                'Untermatrix extrahieren
temp_SubDaten=@SUBEXTRACT(temp_Daten,!i,1,(!i+T-1),1)
                                'weniger als sechs Beobachtungen vorhanden
IF @OBS(temp_SubDaten)<5 THEN
    FOR !j=0 TO T-1
        {%mw}(!i+!j,1)=na
        {%b}(!j+!i,1) =na
    NEXT !j
                                'mehr als fünf Beobachtungen vorhanden
ELSE @OBS(temp_SubDaten)>=5 THEN
    FOR !j=0 to T-1
        'Mittelwerte einsetzen
        {%mw}(!i+!j,1)=@mean(temp_SubDaten)
        IF Daten(!i+!j,1)=na THEN
            {%b}(!j+!i,1)={%mw}(!j+!i,1)
        ELSE
            {%b}(!j+!i,1)=Daten(!i+!j,1)
        ENDIF
    NEXT !j
ENDIF
NEXT !i

%m =%name+" _m"                'mittelwertbereinigte Reihe
SERIES {%m} = {%b}-{%mw}
DELETE temp*
ENDSUB

```

## A.2 Berechnung der Varianzkomponenten

Dieses Programm berechnet die Varianzkomponenten und die resultierenden  $\theta$ -Werte. Es wird das fitting-of-constants-Verfahren verwendet, wie z.B. bei JOHNSTON, DINARDO (1997), S. 392 ff. oder BATTESE, FULLER (1974), S. 91 erläutert.

!T=5 'Anzahl der Beobachtungen pro Unternehmen

```

%depfe = "isa_M"
%indepfe = "cs_M cs_M_V sr_M_V ANG_M_V wbs_m wbs_m_v"
'Zeitdummies
%indepdum = "C dumt93 dumt94 dumt95 dumt96"
%depbi="isa_mw"
%indepbi="cs_Mw sr_Mw ANG_Mw wbs_mw"
'erste Schätzung
EQUATION temp_fe1.ls %depfe c %indepfe
MATRIX (@NCOEF,@NCOEF) XXi_fe
XXi_fe=temp_fe1.@COV/(temp_fe1.@se^2)
'zweite Schätzung
EQUATION temp_fe2.ls %depfe %indepdum %indepfe
SCALAR N=@REGOBS/!T
'Varianzenkomp.der versch. Schätzungen
'gemeinsame Varianz
SCALAR su12=temp_fe1.@SSR/(temp_fe1.@REGOBS-N-temp_fe1.@NCOEF)
SCALAR su22=temp_fe2.@SSR/(temp_fe2.@REGOBS-N-temp_fe2.@NCOEF)
'individuelle Varianz
EQUATION temp_bi.ls %depbi c %indepbi
SCALAR sbi2=temp_bi.@SSR/(7*(N - temp_bi.@NCOEF))
SCALAR sm12=sbi2-su12/!T
SCALAR sm22=sbi2-su22/!T
MATRIX (@NCOEF,@NCOEF) XXi_po
XXi_po=temp_bi.@COV/(temp_bi.@SE^2)
IF sm12<0 THEN
    sm12=0
ENDIF
IF sm22<0 THEN
    sm22=0
ENDIF
'zeitliche Varianz
%depbt="isa_tmw"
%indepbt="cs_tMw sr_tMw ANG_tMw wbs_tmw"
EQUATION temp_bt.ls %depbt c %indepbt
'SCALAR sbt2=temp_bt.@SSR/(N*(!T - temp_bi.@NCOEF))
SCALAR sbt2=temp_bt.@SSR/N

```



```

!NT=@REGOBS
!K=@NCOEF

                                'Vektor der Schätzungen
MATRIX (!K-1,1) coeefe=@SUBEXTRACT(temp_glg1.@coefs,2,1)
MATRIX (!K-1,!K-1) covfe          'Varianz-Kovarianzmatrix
covfe=@SUBEXTRACT(temp_glg1.@COV*(!NT-!K)/(!NT-!N-!K),2,2)
SERIES res_fe=resid
SCALAR se2_fe=@SSR/(@REGOBS-N-@NCOEF)
                                'Standardfehler der Regression
SCALAR temp_se=@SQRT((@REGOBS-@NCOEF)/(@REGOBS-@REGOBS/!T-@NCOEF)) * @SE
                                'Standardfehler der Schätzungen
VECTOR(@NCOEF) temp_stderrs=@SQRT((@REGOBS-@NCOEF)/(@REGOBS-@REGOBS/!T-@NCOEF))
* @STDERRS
                                'T-Statistiken und P-Werte
VECTOR(@NCOEF) temp_tstats
VECTOR(@NCOEF) temp_pval
FOR !i=1 TO @NCOEF
    temp_tstats(!i)=temp_glg1.@COEFS(!i)/temp_stderrs(!i)
    temp_pval(!i)=@TDIST(temp_tstats(!i),temp_glg1.@REGOBS- temp_glg1.@NCOEF+1)
NEXT
                                'Ergebnisse in eine Matrix
MATRIX(@NCOEF,3) feerg
FOR !i=1 TO @NCOEF
    feerg(!i,1)=@COEFS(!i)
    feerg(!i,2)=temp_stderrs(!i)
    feerg(!i,3)=temp_pval(!i)
NEXT
'*****AUSGABE IN EINE ERGEBNISTABELLE*****

```

## A.4 Programm zur Durchführung der Random Effects Schätzungen

Die hier dargestellte Prozedur schätzt die Random Effects Spezifikationen. Dazu werden die mittelwertbereinigten Reihen und die Varianzkomponenten aus den obigen Unterprogrammen verwendet.

```

INCLUDE PanLag          'benötigtes Unterprogramm
%Modell = "I"          'String-Variable zur Modellbestimmung: I=RE-
Modell über die Individuen
                        ' IT=RE-Modell über Individuen und Perioden
                        'neue Variablen für die RE-Schätzung

%dep = "isa_T"
%indep = "cs_T cs_t_v sr_T_v ANG_T_v WBS_T wbs_t_v"
FOR %var cs_T cs_t_v sr_T ang_T WBS_T
SERIES %var
NEXT
!T=5                    'verbleibende Periodenlängen
!T1=7                   'ursprüngliche Periodenlänge
*****SCHÄTZUNG EINES RE-MODELLS*****
*****Berechnung der transformierten Variablen*****
IF %Modell = "I" THEN
  FOR %var isa cs sr ang wbs
    %varb=%var+"_b"
    %vart=%var+"_t"
    SERIES {%vart}
    %varmw=%var+"_mw"
    {%vart}={%varb}-teta11*{%varmw}
  NEXT %var
ENDIF
IF %Modell = "IT" THEN
  FOR %var isa cs sr ang wbs
    %varb=%var+"_b"
    %vart=%var+"_t"
    %varmw=%var+"_mw"
    %vartmw=%var+"_tmw"
    {%vart}={%varb}-teta21*{%varmw}- teta22*{%vartmw}+teta23*@MEAN({%var})
  NEXT %var
ENDIF
FOR %var isa_t cs_t sr_T ang_T wbs_t
  CALL PanLag({%var},{%var},7)
NEXT %var

```



```

                                'Schätzung
GROUP temp_grp4 c %indep
EQUATION temp_re.ls(h) %dep c %indep
!NT=@REGOBS
!N=!NT/!T
!K=@NCOEF

                                'Koeffizientenvektor
VECTOR (!K-1,1) coefre=@SUBEXTRACT(temp_re.@coefs,2,1)

                                'Varianz-Kovarianzmatrix
MATRIX (!K-1,!K-1) covre
MATRIX (!K,!K) XXi
XXi=@sqrt(temp_re.@cov)
covre=@SUBEXTRACT(se2_fe*XXi,2,2)
'*****AUSGABE IN EINE ERGEBNISTABELLE*****

```

## A.5 Spezifikationstests

In diesem Abschnitt wird gezeigt, wie die Teststatistiken zu den Spezifikationstests berechnet werden. Gegebenenfalls wird dazu auf die Ergebnisse aus den vorher beschriebenen Prozeduren zurückgegriffen. Der Teil der Ergebnisausgabe wird nicht angegeben.

```

'*****BERECHNUNG VON *****
'*****SPEZIFIKATIONS-TESTSTATISTIKEN*****
'*****SCHÄTZUNGEN*****

!T=5

                                'gepoolte Daten
%deppool = "Isa_B"
%indeppool = "Cs_B Cs_M_V+Cs_MW sR_M_V+sR_MW ANG_M_V+ANG_MW wbs_b
WBS_m_v+wbs_mw "

                                'mittelwertbereinigte Daten
%depfe = "IGK_m"
%indepfe = "Cs_m Cs_m_v sR_m_v ANG_m_v wbs_m wbs_m_v "

                                'gepoolte Schätzung
EQUATION temp_pool.ls %deppool %indeppool C
SERIES temp_respool=resid
!N=temp_pool.@REGOBS/!T

```

```

                                'FE-Schätzungen
EQUATION temp_fe1.ls %depfe %indepfe c
EQUATION temp_fe2.ls %deppool %indeppool C DUMT93 DUMT94 DUMT95 DUMT96
EQUATION temp_fe3.ls %depfe %indepfe C DUMT93 DUMT94 DUMT95 DUMT96
*****TESTSTATISTIKEN*****
*****Breusch-Pagan-Spezifikationstest*****
MATRIX(3,3) G=0
SCALAR temp_g1=0
FOR !i=1 TO 7!*N STEP 7
    SCALAR temp_ir=0
    FOR !t1=1 TO !T                'i-te Residuensumme
        temp_ir=temp_ir+temp_respool(!i+!t1)
    NEXT !t1
    IF temp_ir=NA THEN                'i-te Residuensumme quadriert
        temp_g1=temp_g1+0
    ELSE
        temp_g1=temp_g1+temp_ir^2
    ENDIF
NEXT !i

                                'H0: sigma_i=0
G(1,1)=(temp_pool.@REGOBS/(2*(!T-1)))*(temp_g1-1)^2
G(1,2) = @QCHISQ(0.99,1)
G(1,3)=@CHISQ(G(1,1),1)
SCALAR temp_g2=0
FOR !t2=0 TO !T
    SCALAR temp_tr=0
    FOR !i=1 TO 7!*N STEP 7
        IF temp_respool(!t2+!i+1)=NA THEN
            temp_tr=temp_tr+0
        ELSE
            temp_tr=temp_tr+temp_respool(!t2+!i+1)
        ENDIF
    NEXT !i
    IF temp_tr=NA THEN 'i-te Residuensumme quadriert
        temp_g2=temp_g2+0
    ELSE

```

```

temp_g2=temp_g2+temp_tr^2
ENDIF
NEXT !t2

'H0: sigmat=0
G(2,1)=(temp_pool.@REGOBS/(2*(!N-1)))*(temp_g2-1)^2
G(2,2) = @QCHISQ(0.99,1)
G(2,3)=@CHISQ(G(2,1),1)

'H0: sigmai=sigmat=0
G(3,1) = G(1,1) + G(2,1)
G(3,2) = @QCHISQ(0.99,2)
G(3,3)=@CHISQ(G(3,1),2)
***** F-Tests *****
MATRIX(3,5) F

'H0: Individuelle Mittelwerte identisch
!v1 = !N
!v2 = temp_fe1.@REGOBS- !N - temp_fe1.@NCOEF
F(1,1) = ((temp_pool.@SSR-temp_fe1.@SSR) / !v1) / (temp_fe1.@SSR / !v2)
F(1,2) = @QFDIST(0.99,!v1,!v2)
F(1,3) = @FDIST(F(1,1),!v1,!v2)
F(1,4) = !v1
F(1,5) = !v2

'H0: Zeitliche Mittelwerte identisch
!v1 = !T-1
!v2 = temp_fe2.@REGOBS-!T-temp_fe2.@NCOEF
F(2,1) = ((temp_pool.@SSR-temp_fe2.@SSR) / (!v1)) / (temp_fe2.@SSR / !v2)
F(2,2) = @QFDIST(0.99,!v1,!v2)
F(2,3) = @FDIST(F(2,1),!v1,!v2)
F(2,4) = !v1
F(2,5) = !v2

'H0: Individuelle Mittelwerte und
'zeitliche Mittelwerte identisch
!v1 = !N+!T-1
!v2 = temp_fe3.@REGOBS-!N-temp_fe3.@NCOEF
F(3,1) = ((temp_pool.@SSR-temp_fe3.@SSR) / !v1) / (temp_fe2.@SSR / !v2)
F(3,2) = @QFDIST(0.99,!v1,!v2)
F(3,3) = @FDIST(F(3,1),!v1,!v2)

```

F(3,4) = !v1

F(3,5) = !v2

'\*\*\*\*\* AUSGABE IN EINE TABELLE \*\*\*\*\*'

## **Anhang B**

# **Ergebnisse der Random Effects Modelle**

## B.1 Random Effects Schätzungen für $S1$

Tabelle B.1: Random Effects Schätzungen (S1) für das gesamte Unternehmenspanel

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.018 (1.628) (0.104)	0.019 (1.700) (0.089)
$CF1_{t-1}$	0.047 (4.337) (0.000)	0.028 (4.060) (0.000)
$SAR_{t-1}$	0.023 (0.884) (0.377)	0.028 (1.065) (0.287)
$ANG_{t-1}$	-0.134 (-7.516) (0.000)	-0.129 (-7.174) (0.000)
$WBS_t$	0.175 (8.330) (0.000)	0.173 (8.244) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.084 (4.710) (0.000)	0.080 (4.515) (0.000)
$R^2$	0.2003	0.1913
$\overline{R}^2$	0.1977	0.1886
$\hat{\theta}_1$	0.3526	0.3608
$\hat{\theta}_2$	—	0.3078
$F$ -Statistik	76.102	71.873
$P$ -Wert	0.000	0.000
Anmerkungen: a) Anzahl der Unternehmen: 366; Zeitraum: 1992 bis 1996. b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.2: Random Effects Schätzungen (S1) für die kleinste Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}_t}$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.032 (1.530) (0.127)	0.031 (1.493) (0.136)
$CF1_{t-1}$	0.032 (1.594) (0.111)	0.030 (1.509) (0.132)
$SAR_{t-1}$	0.072 (1.420) (0.156)	0.076 (1.517) (0.130)
$ANG_{t-1}$	-0.105 (-3.510) (0.000)	-0.100 (-3.306) (0.001)
$WBS_t$	0.220 (6.082) (0.000)	0.219 (6.113) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.089 (2.908) (0.004)	0.085 (2.782) (0.006)
$R^2$	0.2102	0.2063
$\overline{R}^2$	0.2023	0.1984
$\hat{\theta}_1$	0.1946	0.2055
$\hat{\theta}_2$	—	0.4476
F-Statistik	26.746	26.117
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkungen: a) Anzahl der Unternehmen: 122; Zeitraum: 1992 bis 1996.		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die t-Statistik (oberer Klammersdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktil.		

Tabelle B.3: Random Effects Schätzungen (S1) für die mittlere Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.010 (0.453) (0.651)	0.011 (0.526) (0.599)
$CF1_{t-1}$	0.044 (2.143) (0.033)	0.041 (1.975) (0.049)
$SAR_{t-1}$	0.008 (0.246) (0.806)	0.013 (0.371) (0.711)
$ANG_{t-1}$	-0.126 (-3.780) (0.000)	-0.122 (-3.661) (0.000)
$WBS_t$	0.156 (4.673) (0.000)	0.153 (4.529) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.093 (3.444) (0.001)	0.090 (3.322) (0.001)
$R^2$	0.2021	0.1916
$\overline{R}^2$	0.1942	0.1836
$\hat{\theta}_1$	0.4170	0.4190
$\hat{\theta}_2$	—	0.3086
F-Statistik	25.661	24.020
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 123; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		



Tabelle B.4: Random Effects Schätzungen (S1) für die obere Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.012 (1.027) (0.305)	0.012 (1.034) (0.301)
$CF1_{t-1}$	0.076 (5.607) (0.000)	0.076 (5.589) (0.000)
$SAR_{t-1}$	-0.058 (-2.590) (0.010)	-0.057 (-2.556) (0.011)
$ANG_{t-1}$	-0.192 (-5.833) (0.000)	-0.192 (-5.798) (0.000)
$WBS_t$	0.124 (3.737) (0.000)	0.125 (3.742) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.076 (2.243) (0.025)	0.076 (2.240) (0.025)
$R^2$	0.2297	0.2285
$\overline{R}^2$	0.2220	0.2208
$\hat{\theta}_1$	0.5173	0.5238
$\hat{\theta}_2$	—	0.0000
F-Statistik	29.719	29.521
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 121; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.5: Random Effects Schätzungen (S1) für nicht börsennotierte Unternehmen

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.032 (1.598) (0.110)	0.032 (1.590) (0.112)
$CF1_{t-1}$	0.056 (3.620) (0.000)	0.056 (3.602) (0.000)
$SAR_{t-1}$	0.021 (0.918) (0.359)	0.023 (0.971) (0.332)
$ANG_{t-1}$	-0.165 (-6.297) (0.000)	-0.165 (-6.247) (0.000)
$WBS_t$	0.198 (6.673) (0.000)	0.198 (6.677) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.081 (3.849) (0.000)	0.081 (3.838) (0.000)
$R^2$	0.2142	0.2132
$\overline{R}^2$	0.2101	0.2090
$\hat{\theta}_1$	0.3878	0.3963
$\hat{\theta}_2$	—	0.0000
F-Statistik	51.484	51.163
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 228; Zeitraum: 1992 bis 1996. b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.6: Random Effects Schätzungen (S1) für börsennotierte Unternehmen

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.009 (0.666) (0.506)	0.009 (0.735) (0.462)
$CF1_{t-1}$	0.042 (2.494) (0.013)	0.038 (2.235) (0.026)
$SAR_{t-1}$	0.037 (0.615) (0.539)	0.045 (0.734) (0.463)
$ANG_{t-1}$	-0.080 (-2.855) (0.004)	-0.072 (-2.450) (0.015)
$WBS_t$	0.154 (5.141) (0.000)	0.151 (4.991) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.088 (3.075) (0.002)	0.084 (2.967) (0.003)
$R^2$	0.1977	0.1897
$\overline{R}^2$	0.1906	0.1826
$\hat{\theta}_1$	0.2753	0.2815
$\hat{\theta}_2$	—	0.4534
F-Statistik	28.043	26.657
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 138; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

## B.2 Random Effects Schätzungen für $S2$

Tabelle B.7: Random Effects Schätzungen (S2) für das gesamte Unternehmenspanel

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.008 (0.590) (0.556)	0.008 (0.598) (0.550)
$CF1_{t-1}$	0.054 (4.198) (0.000)	0.051 (3.965) (0.000)
$SAR_{t-1}$	0.041 (1.260) (0.208)	0.046 (1.420) (0.156)
$ANG_{t-1}$	-0.140 (-6.152) (0.000)	-0.134 (-5.814) (0.000)
$WBS_t$	0.193 (8.313) (0.000)	0.191 (8.210) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.084 (4.387) (0.000)	0.080 (4.189) (0.000)
$COV_t$	-0.070 (-2.380) (0.017)	-0.074 (-2.491) (0.013)
$FKQ_t$	0.060 (3.344) (0.001)	0.058 (3.215) (0.001)
$BVA_t$	0.008 (0.346) (0.730)	0.013 (0.551) (0.582)
$R^2$	0.2380	0.2291
$\overline{R}^2$	0.2337	0.2246
$\hat{\theta}_1$	0.3275	0.3360
$\hat{\theta}_2$	—	0.3147
F-Statistik	54.324	51.667
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 315; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.8: Random Effects Schätzungen (S2) für die kleinste Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.029 (1.072) (0.284)	0.029 (1.081) (0.280)
$CF1_{t-1}$	0.058 (3.278) (0.001)	0.058 (3.254) (0.001)
$SAR_{t-1}$	0.027 (1.003) (0.316)	0.029 (1.061) (0.289)
$ANG_{t-1}$	-0.163 (-5.175) (0.000)	-0.163 (-5.123) (0.000)
$WBS_t$	0.230 (6.940) (0.000)	0.230 (6.941) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.087 (3.807) (0.000)	0.086 (3.795) (0.000)
$COV_t$	-0.036 (-0.775) (0.438)	-0.034 (-0.735) (0.462)
$FKQ_t$	0.013 (0.492) (0.623)	0.012 (0.466) (0.641)
$BVA_t$	-0.008 (-0.235) (0.815)	-0.008 (-0.245) (0.806)
$R^2$	0.2583	0.2571
$\overline{R}^2$	0.2514	0.2502
$\hat{\theta}_1$	0.3674	0.3769
$\hat{\theta}_2$	—	0.0000
F-Statistik	37.539	37.303
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 196; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.9: Random Effects Schätzungen (S2) für die mittlere Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	-0.004 (-0.224) (0.823)	-0.004 (-0.262) (0.793)
$CF1_{t-1}$	0.050 (2.628) (0.009)	0.047 (2.432) (0.015)
$SAR_{t-1}$	0.079 (1.048) (0.295)	0.086 (1.126) (0.260)
$ANG_{t-1}$	-0.109 (-2.995) (0.003)	-0.100 (-2.596) (0.010)
$WBS_t$	0.156 (4.737) (0.000)	0.153 (4.588) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.082 (2.689) (0.007)	0.079 (2.589) (0.010)
$COV_t$	-0.100 (-3.043) (0.002)	-0.106 (-3.221) (0.001)
$FKQ_t$	0.118 (3.798) (0.000)	0.114 (3.682) (0.000)
$BVA_t$	0.011 (0.284) (0.776)	0.016 (0.433) (0.665)
$R^2$	0.2367	0.2287
$\overline{R}^2$	0.2250	0.2168
$\hat{\theta}_1$	0.2503	0.2552
$\hat{\theta}_2$	—	0.4476
F-Statistik	20.157	19.271
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 119; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.10: Random Effects Schätzungen (S2) für die obere Größenklasse

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.044 (1.551) (0.122)	0.041 (1.475) (0.141)
$CF1_{t-1}$	0.028 (1.267) (0.206)	0.026 (1.182) (0.238)
$SAR_{t-1}$	0.120 (1.932) (0.054)	0.124 (2.015) (0.044)
$ANG_{t-1}$	-0.117 (-3.401) (0.001)	-0.109 (-3.134) (0.002)
$WBS_t$	0.253 (6.782) (0.000)	0.251 (6.792) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.081 (2.489) (0.013)	0.076 (2.349) (0.019)
$COV_t$	-0.056 (-1.304) (0.193)	-0.062 (-1.440) (0.150)
$FKQ_t$	0.089 (2.867) (0.004)	0.086 (2.767) (0.006)
$BVA_t$	0.027 (0.810) (0.418)	0.032 (0.961) (0.337)
$R^2$	0.2779	0.2732
$\overline{R}^2$	0.2653	0.2605
$\hat{\theta}_1$	0.2500	0.2622
$\hat{\theta}_2$	—	0.4841
F-Statistik	22.024	21.504
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 105; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

Tabelle B.11: Random Effects Schätzungen (S2) für nicht börsennotierte Unternehmen

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	-0.008 (-0.352) (0.725)	-0.007 (-0.301) (0.764)
$CF1_{t-1}$	0.059 (2.420) (0.016)	0.056 (2.288) (0.023)
$SAR_{t-1}$	0.008 (0.163) (0.871)	0.013 (0.281) (0.779)
$ANG_{t-1}$	-0.109 (-2.612) (0.009)	-0.104 (-2.504) (0.013)
$WBS_t$	0.164 (4.323) (0.000)	0.160 (4.172) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.092 (3.075) (0.002)	0.089 (2.955) (0.003)
$COV_t$	-0.067 (-0.920) (0.358)	-0.070 (-0.955) (0.340)
$FKQ_t$	0.017 (0.462) (0.644)	0.014 (0.390) (0.697)
$BVA_t$	0.049 (1.109) (0.268)	0.054 (1.213) (0.226)
$R^2$	0.2262	0.2155
$\overline{R}^2$	0.2125	0.2017
$\hat{\theta}_1$	0.3578	0.3609
$\hat{\theta}_2$	—	0.2941
F-Statistik	16.563	15.569
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 104; Zeitraum: 1992 bis 1996 . b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert. c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		



Tabelle B.12: Random Effects Schätzungen (S2) für börsennotierte Unternehmen

	abhängige Variable: $IQ1_t = \left( \frac{\text{Investitionen}}{\text{Sachanlagen}} \right)_t$	
Modell:	Individuelle Effekte	Indiv. und zeitliche Effekte
Exogene Var:		
$CF1_t$	0.007 (0.456) (0.649)	0.007 (0.470) (0.639)
$CF1_{t-1}$	0.072 (4.547) (0.000)	0.072 (4.538) (0.000)
$SAR_{t-1}$	-0.043 (-1.820) (0.069)	-0.043 (-1.809) (0.071)
$ANG_{t-1}$	-0.258 (-5.368) (0.000)	-0.258 (-5.346) (0.000)
$WBS_t$	0.151 (4.100) (0.000)	0.151 (4.103) (0.000)
$WBS_{t-1}$	0.087 (2.550) (0.011)	0.086 (2.547) (0.011)
$COV_t$	-0.015 (-0.584) (0.560)	-0.014 (-0.561) (0.575)
$FKQ_t$	0.072 (2.901) (0.004)	0.072 (2.911) (0.004)
$BVA_t$	-0.148 (-3.140) (0.002)	-0.149 (-3.136) (0.002)
$R^2$	0.3008	0.3000
$\overline{R}^2$	0.2887	0.2879
$\hat{\theta}_1$	0.4585	0.4623
$\hat{\theta}_2$	—	0.0000
F-Statistik	24.862	24.767
P-Wert	0.000	0.000
Anmerkung: a) Anzahl der Unternehmen: 106; Zeitraum: 1992 bis 1996 .		
b) Die Variablen sind in der Tabelle 3.1 (S. 53) definiert.		
c) Angegeben sind die Schätzungen sowie die $t$ -Statistik (oberer Klammerausdruck) und das dazugehörige Wahrscheinlichkeitsfraktile (untere Klammer).		

# Literatur

- Takeshi Amemiya**, *The estimation of the variances in variance-components model*, in: International Economic review, Vol. 12, 1971, S. 1 - 13.
- Theodore W. Anderson, Cheng Hsiao**, *Estimation of dynamic models with error components*, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 76, 1981, S. 598 – 606.
- Theodore W. Anderson, Cheng Hsiao**, *Formulation and Estimation of Dynamics Models Using Panel Data*, in: Journal of Econometrics, Vol. 18, 1982, S. 47 – 82.
- Lutz Arnold**, *Financial Market Imperfections, Labour Market Imperfections, and Business Cycles*, Tagungsbeitrag beim Verein für Sozialpolitik, 1998.
- George E. Battese, Wayne A. Fuller**, *Transformations for estimation of linear models with nested error structure*, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 68, 1973, S. 636 - 642.
- George E. Battese, Wayne A. Fuller**, *Estimation of linear models with crossed-error structure*, in: Journal of Econometrics, Vol. 2, 1974, S. 67 - 78.
- Corrado Benassi, Alessandra Chirco, Caterina Colombo**, *The new Keynesian Economics*, Blackwell, London, 1994.
- Ben S. Bernanke, Alan S. Blinder**, *Credit, Money, and Aggregate Demand*, in: American Economic Review - Papers and Proceedings, 79, 1988, S. 435 - 439.
- Ralph Bierlen, Allen M. Featherstone**, *Fundamental q, cash flow, and investment evidence from farm panel data*, in: Review of Economics and Statistics, Vol. 80, 1998, S. 427 - 435.
- Olivier Jean Blanchard, Danny Quah**, *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*, in: American Economic Review, Vol. 79, 1989, S. 655 - 673.

- Richard Blundell, Stephen Bond, Michael Devereux, Fabio Schiantarelli**, *Investment and Tobin's Q*, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 51, 1992, S. 233 – 257.
- Hjalmar Böhm, Michael Funke, Nikolaus A. Siegfried**, *Discovering the Link between Uncertainty and Investment - Microeconomic Evidence from Germany*, Quantitative Macroeconomics Working Paper Series, Hamburg, 1999.
- Stephen Bond, Costas Meghir**, *Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy*, in: *Review of Economics Studies*, Vol. 61, 1994, S. 197 – 222.
- George E. P. Box, G. M. Jenkins**, *Time Series Analysis*, Holden-Day, San Francisco, 1976.
- T.S. Breusch, A.R. Pagan**, *The Lagrange Multiplier Test and its Applications to the Model Specification in Econometrics*, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 1980, S. 239 – 253.
- Ricardo J. Caballero**, *A Fallacy of Composition*, in: *American Economic Review*, Vol. 82, 1992, S. 1279 - 1292.
- Robert E. Carpenter, Steven M. Fazzari, Bruce C. Petersen**, *Financing Constraints and Inventory Investments: a comparative Study with high-frequency Panel Data*, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, 1998.
- Alpha C. Chiang**, *Elements of Dynamic Optimization*, McGraw-Hill, New York, 1992.
- Robert S. Chirinko, Huntley Schaller**, *Why Does Liquidity Matter in Investment Equations*, in: *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, 1995, S. 527 – 548.
- Russell Davidson, James G. MacKinnon**, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York, 1993.
- E. Philip Davis, Gabriel Fagan**, *Are Financial Spreads useful indicators of future Inflation and Output Growth in EU countries?*, in: *Journal of Applied Econometrics*, Vol.12, 1997.
- Deutsche Bundesbank**, *Methodische Grundlagen der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank*, in: *Monatsbericht*, 1998, S. 51 - 67.
- Deutsche Bundesbank**, *Entwicklung des Bankensektors und Marktstellung der Kreditinstitutsgruppen seit Anfang der neunziger Jahre*, in: *Monatsbericht*,

1998, S. 33 - 47.

**Juan D. Dolado, Helmut Lütkepohl**, *Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR-Systems*, in: *Econometric Reviews*, Vol. 15, 1996, S. 369 - 386.

**Walter Enders**, *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, London, 1995.

**Steven M. Fazzari, Michael J. Athey**, *Asymmetric information, financing constraints, and investment*, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, 1987, S. 481 – 487.

**Steven M. R. Fazzari, Glenn Hubbard, Bruce C. Petersen**, *Financing Constraints and Corporate Investment* in: *Brookings Papers on Economic Activity*, Heft 1, 1988, S. 141 – 206.

**Rainer Fehn**, *Unvollkommene Kapitalmärkte und strukturelle Arbeitslosigkeit: Schaffen Pensionsfonds Abhilfe?*, Tagungsbeitrag des Vereins für Socialpolitik, 1998.

**Bernhard Felderer, Stefan Homburg**, *Makroökonomik und neue Makroökonomik*, Springer, 5. Auflage, Berlin, 1991.

**Kenneth Frisse, Michael Funke, Fidelis Lankes**, *Financial structure and labour demand of west german industrial and commercial companies: a study with longitudinal data*, Discussion Paper 02-91, Berlin, 1991.

**Michael Funke, Wolf Maurer, Sikandar Siddiqui, Holger Strulik**, *Investment under Financial Constraints: Theory and Tests with West German Micro Data*, Quantitative Macroeconomics Working Paper Series, Hamburg, 1998.

**Mark Gertler, Simon Gilchrist**, *The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence*, in: *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, 1993.

**Mark Gertler, Simon Gilchrist**, *Monetary Policy, Business Cycles, and the behavior of small manufacturing firms*, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, 1994, S. 43 - 64.

**William H. Greene**, *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, 3. Auflage, New Jersey, 1997.

**Bruce C. Greenwald, Joseph E. Stiglitz, Andrew Weiss**, *Informational Imperfections in the Capital Market and Macroeconomic Fluctuations*, in: *Ame-*

rican Economic Review, Vol. 74, 1984, S. 194 - 199.

**Bruce C. Greenwald, Joseph E. Stiglitz**, *Imperfect Information, Credit Markets, and Unemployment*, in *European Economic Review*, Vol. 31, 1987, S. 444 - 456.

**Bruce C. Greenwald, Joseph E. Stiglitz**, *Asymmetric Information and the New Theory of the Firm: Financial Constraints and Risk Behavior*, in: *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, S. 160 - 165.

**Bruce C. Greenwald, Joseph E. Stiglitz**, *Imperfect Information, Finance Constraints, and Business Fluctuations*, in: **Martin Kohn , S.C. Tsiang**, *Financing constraints, Expectations and Macroeconomics*, Clarendon Press, Oxford, 1988.

**Bruce C. Greenwald, Joseph E. Stiglitz**, *Externalities with imperfect information and incomplete markets*, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, 1986, S. 229 - 264.

**Bruce C. Greenwald, Joseph E. Stiglitz**, *Financial Market Imperfections and Business Cycles*, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, 1993, S. 77 - 114.

**William E. Griffiths, R. Carter Hill, Tsoung-Chao Lee**, *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, 1992.

**Ingrid Größl, Peter Stahlecker**, *Finanzierungsbedingungen und Güterangebot: Ein Überblick über finanzökonomische Ansätze und deren geldpolitische Konsequenzen*, in: *Beiträge aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Hamburg*, Nr. 24, 1998.

**Ingrid Größl, Peter Stahlecker**, *Finanzierungsbedingungen und Güterangebot bei Preisunsicherheit*, in: *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften*, Vol. 49, 1998, S.268 – 298.

**Ingrid Größl, Nils Hauenschild, Peter Stahlecker**, *Individual and Aggregate Supply Behaviour with Bankruptcy Risks*, in: *Beiträge aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Hamburg*, Nr. 49, 2000.

**Ingrid Größl, Peter Stahlecker, Eckhardt Wohlers**, *Finanzierungsverhalten im Unternehmenssektor als gesamtwirtschaftlicher Risikofaktor*, in: *Wirtschaftsdienst - Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, Jahrgang 79, 1999, S. 252 – 258.

- Ingrid Größl, Peter Stahlecker, Eckhardt Wohlers**, *An Empirical Investigation of German Firms' Financial Structure and Ensuing Risks*, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Jahrgang 221, 2001, S. 491 – 529.
- Damodar N. Gujarati**, *Basic Econometrics*, McGraw-Hill, New York, 1995.
- James D. Hamilton**, *Time Series Analysis*, Princeton University Press, New York, 1994.
- Dietmar Harhoff, Timm Körting**, *Lending relationships in Germany - Empirical evidence from survey data*, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 22, 1998, S. 1317 – 1353.
- J.A. Hausmann**, *Specification tests in econometrics*, in: Econometrica, Vol. 46, 1978, S. 1251 – 1271.
- Fumio Hayashi**, *Tobin's marginal q and average q: a neoclassical interpretation*, Econometrica, Vol. 50, 1982, S. 213 - 224.
- Irving Hoch**, *Estimation of Production Function Parameters combining Time-Series and Cross-Section Data*, in: Econometrica, Vol. 30, 1963, S. 34 – 53.
- Cheng Hsiao**, *Analysis of panel data*, Cambridge, Cambridge University Press, 1986.
- Xiaoqiang Hu, Fabio Schiantarelli**, *Investment and capital market imperfections: A switching regression approach using U.S. firm panel data*, in: Review of Economics and Statistics, Vol. 80, 1998, S. 466 – 479.
- R. Glenn Hubbard**, *Capital-Market Imperfections and Investment*, in: Journal of Economic Literature, Vol. 36, 1998, S. 193 – 225.
- R. Glenn Hubbard, Anil K. Kashyap, Toni M. Whited**, *Internal Finance and Firm Investment*, in: Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 27, 1995, S. 683 – 701.
- Ashiq Hussain, T.D. Wallace**, *The use of error components models in combining cross section with time series data*, in: Econometrica, Vol. 37, 1969, S. 55 - 72.
- Jack Johnston**, *Econometric Methods*, McGraw-Hill, 3. Auflage, London, 1991.
- Jack Johnston, John DiNardo**, *Econometric Methods*, McGraw-Hill, 4. Auflage, London, 1997.

- Georg G. Judge, William E. Griffith, R. Carter Hill, Tsoung-Chao Lee**, *The Theory and Practice of Econometrics*, John Wiley & Sons, New York, 1980.
- Anil K. Kashyap, Owen A. Lamont, Jeremy C. Stein**, *Credit Conditions and the cyclical Behavior of Inventories*, in: *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, 1994, S. 566 – 592.
- Anil K. Kashyap, Jeremy C. Stein, David W. Wilcox**, *Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance*, in: *American Economic Review*, Vol. 83, 1993.
- Thomas S. Kuhn**, *Die Struktur wissenschaftlicher Revolutionen*, Suhrkamp Verlag, Frankfurt, 1969.
- Robert Lensink, Elmer Sterken**, *Capital Market Imperfections, Uncertainty and Corporate Investment in the Czech Republic*, Working Paper, Groningen, 1998.
- Rosalind Levačić, Alexander Rebmann**, *Macroeconomics*, MacMillan, 2. Auflage, London, 1985.
- Bernd Lucke, Christian Gaggermeier**, *Don't Estimate Euler Equations*, Diskussionspapier, Hamburg, 1999.
- Helmut Lütkepohl**, *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin, 1991.
- G. S. Maddala**, *The Econometrics of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, 1993.
- Franco Modigliani, Merton H. Miller**, *The cost of capital, corporation finance and the theory of investment*, in: *American Economic Review*, Vol. 48, 1958, S. 261 - 297.
- Adolf Moxter**, *Standort Deutschland: Zur Überlegenheit des deutschen Rechnungslegungsrechts*, in: *Standort Deutschland*, Erisch Schmidt Verlag, 1994, S. 31 – 41.
- Yair Mundlak**, *Empirical Production Function Free of Management Bias*, in: *Journal of Farm Economics*, Vol. 43, 1961, S. 44 – 56.
- Serena Ng, Huntley Schaller**, *The risky spread, investment, and monetary policy transmission: Evidence on the role of asymmetric information*, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, 1996, S. 375 – 383.

- Whitney Newey, Kenneth West**, *A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, in: *Econometrica*, Vol. 55, 1987, S. 703 – 708.
- Karl R. Popper**, *Logik der Forschung*, J.C.B. Mohr, Tübingen, 1982.
- James M. Poterba, Lawrence H. Summers**, *Dividende Taxes, Corporate Investment, and 'Q'*, in: *Journal of Public Economics*, Vol. 22, 1983, S. 135 – 167.
- David Romer**, *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, New York, 1996.
- Matthias Ross**, *Unsicherheit und Arbeitsnachfrage*, Peter Lang Verlag, Dissertation, Frankfurt a.M., 1997.
- Fabio Schiantarelli**, *Financial Constraints and Investment: Methodological Issues and international Evidence*, in: *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 12, 1996, S. 70 – 89.
- Jochen Schumann**, *Grundzüge der mikroökonomischen Theorie*, 5. Auflage, Springer-Verlag, Berlin, 1991.
- Atle Seierstad, Knut Sydsaeter**, *Optimal Control Theory with Economic Applications*, North-Holland, Amsterdam, 1987.
- Werner Smolny, Thomas Schneeweis**, *Innovation, Wachstum und Beschäftigung*, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Band 218, 1999, S. 453 – 472.
- Heinz-Gerd Stein**, *Die deutsche Bilanzierung vor neuen Herausforderungen*, in: *zfbf*, Band 46, 1994, S. 658 – 669.
- Guy v. g. Stevens**, *Internal Funds and the Investment Function*, in: *Southern Economic Journal*, Vol. 60, 1994, S. 551 – 563.
- Joseph E. Stiglitz, Andrew Weiss**, *Credit Rationing in Markets with Imperfect Information*, in: *American Economic Review*, Vol. 71, 1981, S. 393 – 410.
- Lawrence H. Summers**, *Taxation and Corporation Investment: A q-Theory Approach*, *Brookings Papers on Economic Activity*, Heft 1, 1981, S. 67 – 125.
- James Tobin**, *A General equilibrium Approach to Monetary Economy*, in: *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1969, S. 15 – 29.
- Uwe Westphal**, *Makroökonomik*, Berlin, Springer Verlag, 2. Auflage, 1994.



- 
- Halbert White**, *A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*, in: *Econometrica*, Vol. 48, 1980, S. 817 – 838.
- Toni M. Whited**, *Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data*, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, S. 1425 – 1460.
- Peter Winker**, *Firmenalter und Kreditrationierung*, Diskussionspapier Serie II - Nr. 206, München, 1993.
- Peter Winker**, *Financing Constraints, Output and Employment*, in: **Wolfgang Filc, Claus Köhler** (Hrsg.), *Macroeconomic Causes of Unemployment: Diagnosis and Policy Recommendations*, Duncker & Humblot, Berlin, 1999.
- Günter Wöhe**, *Einführung in die Allgemeine Betriebswirtschaftslehre*, Verlag Vahlen, 17. Auflage, München, 1990.

## **Lebenslauf von Lars Knudsen**

geboren am 15.12.1970 in Glückstadt

- 1977 bis 1981 Grund- und Hauptschule Glückstadt
- 1981 bis 1990 Detlefsengymnasium Glückstadt
- 1990 bis 1991 Wehrdienst in Kellinghusen
- 1991 bis 1996 Studium der Volkswirtschaftslehre an der Universität Hamburg,  
Abschluß als Diplom-Volkswirt im Oktober 1996
- 1996 bis 1999 Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Statistik und  
Ökonometrie der Universität Hamburg
- 1999 bis 2001 Consultant für den Bereich Data Mining bei der Unternehmens-  
beratung MSBK Proximity Consulting
- ab Oktober 2001 Produktcontroller bei der Itzehoer Versicherung