

## **Sektorale Investitionsentwicklung und Liquiditätseinfluß**

### **Eine Längsschnitts-Querschnitts-Untersuchung für den Unternehmenssektor der Bundesrepublik Deutschland**

Von Andreas Behr und Egon Bellgardt\*, Frankfurt/Main

#### **I. Einleitung**

Das Investitionsverhalten der Unternehmen ist wegen der ungünstigen Investitionsentwicklung in den letzten Jahren wieder verstärkt in das Interesse der empirischen Wirtschaftswissenschaften gerückt. In der neueren Entwicklung sind zwei Aspekte besonders hervorgetreten. Zum einen sind in empirischen Arbeiten Liquiditätsvariable auf ihre Bedeutsamkeit für das Investitionsverhalten hin untersucht worden. Diese Arbeiten basieren auf theoretischen Analysen zu Unvollkommenheiten auf den Kapitalmärkten, hervorgerufen durch Moral Hazard und Asymmetric Information. Zum anderen verwenden die neueren Untersuchungen oftmals individuelle Unternehmensdaten, in der Regel Bilanzdaten.<sup>1</sup>

Die in diesen Untersuchungen berücksichtigten individuellen Unternehmen stellen allerdings häufig eine Auswahl dar, die sich allein in der Verfügbarkeit des Bilanzmaterials begründet. Ferner sind allein Kapitalgesellschaften und damit Großunternehmen repräsentiert. Auch muß davon ausgegangen werden, daß die Branchen nicht gemäß ihrem tatsächlichen Gewicht im Unternehmensbereich vertreten sind. Diese Einschränkungen dürften eine Verallgemeinerung der vorgefundenen Ergebnisse verhindern.

Die Wahl der meso-ökonomischen Ebene in der vorliegenden Untersuchung gewährleistet dagegen eine höhere Repräsentativität. Die verwen-

---

\* Die Verfasser danken einem anonymen Gutachter für wertvolle Anregungen und kritische Hinweise.

<sup>1</sup> Vgl. *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), *Hoshi/Kashyab/Scharfstein* (1991), *Hubbard/Kashyab/Whited* (1995).

deten sektoralen Daten aus der Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank beruhen auf der Auswertung von bis zu 60.000 Unternehmensbilanzen pro Jahr. Es sind Unternehmen aller Rechtsformen und aller Größenklassen repräsentiert.<sup>2</sup> Durch die Aggregation von Einzeldaten zu sektoralen Daten gehen zwar unternehmensindividuelle Informationen verloren, gleichzeitig finden aber erwünschte Ausgleichseffekte statt. So wird insbesondere die Gefahr, daß ein empirisch ermittelter Zusammenhang auf wenigen, extrem reagierenden Unternehmen basiert, beseitigt. Solche Singularitäten sind gerade im Investitionsverhalten von Unternehmen zu erwarten.<sup>3</sup>

Mit hochgerechneten Bilanzdaten von 18 Sektoren für die Jahre 1973 bis 1993 werden in einem kombinierten Querschnitts- und Längsschnitts-Ansatz verschiedene Investitionshypothesen auf ihre empirische Relevanz hin untersucht. Insbesondere wird die Bedeutung von Liquiditätsvariablen für das Investitionsverhalten überprüft. Ferner wird untersucht, ob der Liquiditätseinfluß vom Ausschüttungsverhalten und vom Grad der Bankverbundenheit abhängt.

Nach einer knappen Skizze der betrachteten Investitionshypothesen in Abschnitt II. erfolgt in Abschnitt III. eine kurze Diskussion zur Bedeutung der Liquidität. In Abschnitt IV. werden die verwendete ökonometrische Methode und die Datenlage besprochen. Hier wird auch die Operationalisierung der Untersuchungsgrößen durchgeführt. In Abschnitt V. werden die empirischen Ergebnisse vorgestellt und in Abschnitt VI. erfolgt eine Zusammenfassung.

## II. Die betrachteten Investitionsfunktionen

Den nachfolgenden Schätzungen liegen die neoklassische, die modifizierte neoklassische Investitionshypothese und die *Q*-Theorie zugrunde. Daneben wird der Einfluß der Liquidität auf die Investitionen einerseits durch eine einfache lineare Beziehung untersucht, andererseits werden die genannten Investitionshypothesen jeweils um eine Liquiditätsvariable ergänzt. Die aufgrund ihrer mikroökonomischen Fundierung theoretisch überzeugenden Euler-Gleichungsmodelle werden nicht berücksichtigt. Zum einen sind die zu einer Spezifikation nötigen Annahmen sehr

---

<sup>2</sup> Gemessen am hochgerechneten Umsatz ist durch die berücksichtigten Wirtschaftszweige das Verarbeitende Gewerbe zu 80 Prozent repräsentiert. Ferner sind das Baugewerbe, der Großhandel und der Einzelhandel vollständig repräsentiert.

<sup>3</sup> Vgl. *Hanau/Weigend* (1986), S. 148 - 151.

restriktiv,<sup>4</sup> zum anderen sind die damit erzielten empirischen Ergebnisse teilweise unbefriedigend.<sup>5</sup> Darüber hinaus stehen die erforderlichen Daten in der hier verwendeten Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank nicht zur Verfügung.

### 1. Neoklassische und modifizierte neoklassische Investitionsfunktion

Die neoklassische Investitionsfunktion läßt sich unter restriktiven Annahmen, einer Substitutionselastizität von eins und geometrischer Abschreibungen, aus dem Gewinnmaximierungskalkül der Unternehmer ableiten.<sup>6</sup> Der gewünschte optimale Kapitalstock resultiert aus der Gleichsetzung von Grenzerträgen des Kapitals und Kapitalkosten und ist proportional zu dem Verhältnis von Produktion zu Kapitalkosten.<sup>7</sup> Wird davon ausgegangen, daß die Ersatzinvestitionen ohne Zeitverzögerung, die Erweiterungsinvestitionen hingegen gemäß einer Lag-Verteilung durchgeführt werden, dann läßt sich folgende vereinfachte Investitionsfunktion schreiben:

$$I_{it} = a \cdot K_{i,t-1} + \sum_{j=0}^J b_j \cdot \Delta \frac{Y_{i,t-j}}{\frac{p_{i,t-j}^I}{p_{i,t-j}} \cdot (r_{i,t-j} + \delta_{i,t-j})} + e_{it}$$

und nach Division durch den Kapitalstock der Vorperiode zur Beseitigung von Niveauunterschieden zwischen verschiedenen Sektoren

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = a + \sum_{j=0}^J b_j \cdot \frac{\Delta \frac{Y_{i,t-j}}{\frac{p_{i,t-j}^I}{p_{i,t-j}} \cdot (r_{i,t-j} + \delta_{i,t-j})}}{K_{i,t-1}} + u_{it}$$

mit:

<i>I</i>	Investitionen
<i>K</i>	Kapitalstock
<i>Y</i>	Produktion

<sup>4</sup> So werden üblicherweise linear-homogene Produktionsfunktionen und quadratische Anpassungskostenfunktionen unterstellt. Vgl. *Bond/Meghir* (1994), S. 207, und *Chirinko/Schaller* (1995), S. 540.

<sup>5</sup> *Oliner/Rudebusch/Sichel* (1995), S. 824: „Our results indicate that the forecast performance of both Euler equations is substantially worse than that of the traditional models.“

<sup>6</sup> Vgl. *Chirinko* (1993), S. 1878.

<sup>7</sup> Vgl. *Jorgenson* (1971), S. 1116.

$a, b_j$	Koeffizienten
$p^I$	Preisindex der Investitionsgüter
$p$	Preisindex der selbsterzeugten Güter
$r$	Zinssatz
$\delta$	Abschreibungsrate
$e, u$	stochastische Störterme
$j$	Laglänge
$t$	Zeitindex
$i$	Sektorenindex.

Neben der dargestellten neoklassischen Investitionsfunktion wird folgende modifizierte neoklassische Investitionsfunktion betrachtet, in der die Investitionen als lineare Funktion der Produktionsveränderung (beide relativiert mit dem Kapitalstock) und der Investitionskosten dargestellt ist:

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = a + b \cdot \frac{\Delta Y_{it}}{K_{i,t-1}} + d \cdot \frac{p_{it}^I}{p_{it}} \cdot (r_{it} + \delta_{it}) + u_{it}.$$

Mit der Verwendung der Produktionsveränderung allein gegenüber dem Vorjahr wird implizit unterstellt, daß diese von den Unternehmen als dauerhaft betrachtet wird.<sup>8</sup>

## 2. Q-Modell

Die Q-Theorie basiert auf der Überlegung, daß eine Investition dann für den Investor rentabel ist, wenn der Ertragswert der durchgeführten Investition die Kosten der Investition übersteigt. Existiert ein Marktwert für das Unternehmen, kann dieser als Schätzwert der zukünftigen diskontierten Erträge betrachtet werden und das Verhältnis des Marktwertes zu den Reproduktionskosten, Tobins Q, kann als Indikator für die Rentabilität zukünftiger Investitionen dienen. Der theoretische Vorteil dieser Theorie liegt in der Umgehung einer Modellierung der Erwartungsbildung mittels vergangener Daten. Die Operationalisierung von Q ist jedoch problematisch und die empirischen Ergebnisse oftmals unbefriedigend.<sup>9</sup> Aufgrund der verfügbaren Daten kann zudem meist nur auf das durchschnittliche, nicht aber das theoretisch relevante marginale Q abgestellt werden. Zur Überprüfung des Einflusses von Tobins

<sup>8</sup> Diese Annahme ist zwar nicht unproblematisch, eine Abbildung rationaler Erwartungen mit jährlichen Bilanzdaten erscheint aber kaum adäquat möglich.

<sup>9</sup> Vgl. Chirinko (1993), S. 1889.



$Q$  auf die Investitionen wird folgende einfache lineare Investitionsfunktion geschätzt:

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = a + b \cdot Q_{it} + u_{it}.$$

### 3. Investitionsfunktion mit einer Liquiditätsvariable

Während unter der Annahme vollkommener Kapitalmärkte jedes Investitionsobjekt mit positivem Kapitalwert finanzierbar wäre und somit einzig ein Rentabilitätsmaß des Investitionsobjektes die Investitionsentscheidung determinieren dürfte, zeigt sich, daß Variable der Liquidität in empirischen Untersuchungen oftmals einen signifikanten Einfluß aufweisen. (Die Liquidität wird hierbei entweder als Stromgröße oder als Bestandsgröße gemessen.) Dies kann auf Informationsprobleme auf den Kapitalmärkten hindeuten.<sup>10</sup> Verwendet man als Liquiditätsvariable eine Stromgröße und bezeichnet diese mit  $L_t$ , lautet die zu schätzende lineare empirische Investitionsfunktion:

$$\frac{I_{it}}{K_{i,t-1}} = a + b \cdot \frac{L_{it}}{K_{i,t-1}} + u_{it}.$$

Die Aufnahme einer Liquiditätsvariable in eine Investitionsfunktion wird in der Literatur jedoch häufig aufgrund der hohen Korrelation mit Output-Variablen kritisiert.<sup>11</sup> Diese Problematik wird bei der Schätzung berücksichtigt, indem neben dem Cash Flow eine Outputvariable aufgenommen wird und Multikollinearitätsdiagnosen durchgeführt werden.

### III. Der Einfluß des Ausschüttungsverhaltens und der Bankverbundenheit auf die Bedeutung der Liquidität

In der neueren Bankenliteratur wird der Unvollkommenheit auf den Kapitalmärkten besondere Beachtung geschenkt. Die Unvollkommenheit wird durch Asymmetric Information und Moral Hazard hervorgerufen. Üblicherweise wird davon ausgegangen, daß die investierende Unternehmung gegenüber den Kapitalgebern einen Informationsvorteil aufweist. Aufgrund dieser Problematik können verschiedene Arten der Finanzierung nicht mehr als perfekte Substitute betrachtet werden. Dies hat zur

<sup>10</sup> Vgl. *Hoshi/Kashyab/Scharfstein* (1991), S. 33, und *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 142.

<sup>11</sup> Vgl. z.B. *Jorgenson* (1971), S. 1133f.

Folge, daß die Durchführung einer Investition nicht mehr ausschließlich von deren Rentabilität bestimmt wird.<sup>12</sup> Ergibt sich eine Hierarchie der Finanzierungskosten nach den Finanzierungsarten<sup>13</sup> und ist die interne die günstigste Finanzierungsquelle, dann hat der Cash Flow einen bedeutsamen Einfluß auf das Investitionsvolumen. Bei vorliegender Kreditrationierung hat der Cash Flow einen noch stärkeren Einfluß. Dabei wird unterstellt, daß Unternehmen, die einer Liquiditätsrestriktion unterliegen, eine relativ geringe Ausschüttungsquote aufweisen, um mit internen Mitteln die Liquiditätsrestriktion zu mildern. Für diese Unternehmen sollte dann entsprechend die Liquidität im Vergleich zu Unternehmen mit relativ hoher Ausschüttungsquote einen signifikant stärkeren Einfluß auf das Investitionsverhalten ausüben. Diese Hypothese wird in mehreren empirischen Untersuchungen auf Unternehmensebene bestätigt.<sup>14</sup>

In der vorliegenden Arbeit werden daher die Sektoren aufgrund ihres Ausschüttungsverhaltens in zwei Gruppen aufgeteilt und empirisch überprüft, ob sich der aufgrund der Theorie erwartete Zusammenhang ergibt, d.h., daß für Sektoren mit relativ geringer Ausschüttungsquote die Liquidität auf die Höhe der Investitionen einen stärkeren Einfluß ausübt.

Die Kreditbeziehungen der Unternehmen stehen im Mittelpunkt neuerer Arbeiten, die ebenfalls die Problematik der asymmetrischen Information betrachten. Um Fehlentscheidungen bei der Frage der Fortführung der Kreditbeziehung zu vermeiden, sind die Banken zur Überwachung (Monitoring) der Unternehmung veranlaßt, wodurch Überwachungskosten entstehen.<sup>15</sup> Besteht nun eine enge Verbindung zwischen den Banken und den Unternehmen, dann kann dies in zweifacher Weise die Finanzierung von Investitionen erleichtern.<sup>16</sup> Zum einen können die Überwachungskosten pro Kreditgeber anfallen, so daß der Bank bei einer Erweiterung bestehender Kredite nicht die gleichen zusätzlichen Überwachungskosten entstehen, somit bei den Überwachungskosten pro Unternehmen Skalenerträge vorliegen.<sup>17</sup> Zum anderen kann ein Unternehmen mit einer engen Bankverbundenheit als besser überwacht und

---

<sup>12</sup> Vgl. *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 142, und *Fazzari/Athey* (1987), S. 481.

<sup>13</sup> Vgl. *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 154 ff.

<sup>14</sup> Vgl. *Hubbard/Kashyab/Whited* (1995) und *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988).

<sup>15</sup> Vgl. *Hoshi/Kashyab/Scharfstein* (1991), S. 33 und 36, und *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 148, und *Thadden* (1990).

<sup>16</sup> Vgl. *Hoshi/Kashyab/Scharfstein* (1991), S. 39 f.

<sup>17</sup> Vgl. *Thadden* (1990), S. 2.

damit als vertrauenswürdiger betrachtet werden. Beide Faktoren führen zu einer billigeren und einfacheren Finanzierungsmöglichkeit für diese Unternehmen.<sup>18</sup> Die Bedeutung der Kreditbeziehung wird noch dadurch verstärkt, daß aufgrund der geringeren Transaktionskosten der Kredit insgesamt und insbesondere hinsichtlich der marginalen Finanzierung als die wesentlichste Finanzierungsform betrachtet werden kann.<sup>19</sup> Während wegen der Überwachungskosten und der Signaleffekte eine starke Bankverbundenheit, die mit einer hohen Bankschuldenquote hoch korreliert ist, auf geringere Liquiditätsrestriktionen hindeutet, kann entsprechend der Theorie der Hierarchie der Finanzierungskosten auf eine stärkere Liquiditätsrestriktion geschlossen werden. Die empirischen Ergebnisse hierzu sind nicht eindeutig. Während *Hoshi/Kashyap/Scharfstein* (1991), *Elston/Alsbach* (1995) und *Chirinko/Schaller* (1995) einen stärkeren Einfluß der Liquidität bei Unternehmen ohne enge Bankverbundenheit (und geringeren Grad an Bankverschuldung) messen, kommt *Whited* (1992) zu dem Ergebnis, daß die Liquidität einen signifikanten Einfluß nur bei Unternehmen mit hoher Bankschuldenquote ausübt.

In dieser Arbeit soll überprüft werden, ob die Liquidität für die Unternehmenssektoren, die eine vergleichsweise hohe bzw. geringe Bankschuldenquote aufweisen, einen signifikant anderen Einfluß auf die Investitionsentscheidungen hat.

## IV. Methodik und Daten

### 1. Zur verwendeten ökonomischen Methode

Die Investitionsfunktionen werden mit dem Least-Squares-Dummy-Variable-Modell geschätzt.<sup>20</sup> Da die Sektoren keine Zufallsauswahl aus einer Grundgesamtheit von Sektoren darstellen, kommt nur dieser als Fixed-Effects-Modell bezeichnete Ansatz und nicht etwa ein Random-Effects-Modell in Frage.<sup>21</sup> Durch die Einführung der Dummyvariablen werden auch nach der reinen Sektorgrößenbereinigung bestehende sek-

<sup>18</sup> Vgl. *Hoshi/Kashyap/Scharfstein* (1991), S. 42. Cable führt den positiven Einfluß der Bankverbundenheit, gemessen mit dem Anteil der Bankschulden an den gesamten Schulden, auf die Profitabilität der Unternehmen auf das stärkere „Monitoring“ durch die Banken und die erleichterte Finanzierung zurück. Vgl. *Cable* (1985), S. 123.

<sup>19</sup> Vgl. *Whited* (1992), S. 1426, und *Cable* (1985), S. 119.

<sup>20</sup> Vgl. *Greene* (1993), S. 466 - 467.

<sup>21</sup> Vgl. die ausführliche Diskussion bei *Hsiao* (1986), S. 41 - 47. Vgl. auch *Baltagi* (1995), S. 10, und *Judge* u. a. (1985), S. 527 - 529.



tortypische Niveauunterschiede in den verwendeten Kennzahlen berücksichtigt. Es wird angenommen, daß alle Sektoren, abgesehen von Niveauunterschieden, im Zeitablauf das gleiche Investitionsverhalten aufweisen. Das Modell kann für Sektor  $i$  und Jahr  $t$  notiert werden als

$$y_{it} = a_i + \sum_{j=1}^v b_j x_{ijt} + u_{it}$$

und nach Zusammenfassung der Jahreswerte für Sektor  $i$

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{i}a_i + \mathbf{X}_i \mathbf{b} + \mathbf{u}_i.$$

Bei  $T$  Jahren und  $v$  exogenen Variablen bezeichnet hierbei  $\mathbf{y}_i$  den  $T \times 1$ -Vektor der endogenen Variable  $y_{it}$ ,  $\mathbf{X}_i$  die  $T \times v$ -Matrix der beobachteten exogenen Variablen  $x_{ijt}$  und  $\mathbf{u}_i$  den  $T \times 1$ -Vektor der Störgrößen  $u_{it}$ .  $a_i$  ist die sektorspezifische Konstante,  $\mathbf{b}$  der Vektor der für alle Sektoren gleichen Parameter  $b_j$  der exogenen Variablen und  $\mathbf{i}$  ist ein  $T \times 1$ -Vektor der aus Einsen besteht. Ordnet man  $\mathbf{y}_i$ ,  $\mathbf{X}_i$  und  $\mathbf{u}_i$  untereinander in dem  $nT \times 1$ -Vektor  $\mathbf{y}$ , der  $nT \times v$ -Matrix  $\mathbf{X}$  und dem  $nT \times 1$ -Vektor  $\mathbf{u}$  an, faßt die  $a_i$  im  $n \times 1$ -Vektor  $\mathbf{a}$  zusammen, so resultiert als Gesamtmodell

$$\mathbf{y} = \mathbf{D}\mathbf{a} + \mathbf{X}\mathbf{b} + \mathbf{u}.$$

Die  $nT \times n$ -Matrix  $\mathbf{D}$  weist in ihren Spalten Dummyvariablen auf, die den  $i$ -ten Sektor kennzeichnen. Die Schätzung der Regressionskoeffizienten erfolgt mit folgendem Ansatz:

$$y_{it} = a_1 + c_k \text{dum}_k + \sum_{j=1}^v b_j x_{ijt} + u_{it}$$

$$\text{mit: } \text{dum}_k = \begin{cases} 1 & \text{falls Sektor } k = i \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}, k = 2, \dots, n$$

Dieser berücksichtigt eine allgemeine Konstante  $a_1$ , die der Konstanten des ersten Sektors entspricht. Ferner enthält sie  $n - 1$  Koeffizienten der Dummyvariablen  $\text{dum}_k$ .  $k$  numeriert, beginnend mit dem zweiten Sektor, die Sektoren.  $\text{dum}_k$  ist eine den Sektor  $k$  identifizierende Dummyvariable. Die sektorspezifischen Konstanten  $a_2, \dots, a_n$  ergeben sich aus den geschätzten Koeffizienten  $c_k$  als:

$$a_k = c_k + a_1.$$



Für die Interpretation der Parameter ist bedeutsam, daß der Parametervektor  $\mathbf{b}$  mit jenem identisch ist, den man aus einer Regression mit sektorspezifisch mittelwertbereinigten Variablen der Art<sup>22</sup>

$$y_{it} - \bar{y}_i = \sum_{j=1}^v b_j (x_{ijt} - \bar{x}_{ij}) + (u_{it} - \bar{u}_i)$$

erhalten würde.<sup>23</sup>

Die Parameter der verwendeten exogenen Variablen (ohne die Sektordummies) werden dem üblichen  $t$ -Test auf den Wert null unterzogen. Daneben wurde ein  $F$ -Test auf Gleichheit der Parameter der Sektordummies durchgeführt. Dieser wies bei allen hier ermittelten Investitionsfunktionen auf insgesamt signifikante sektorspezifische Konstanten hin.

Die Hypothese gleicher sektorspezifischer Varianzen der Störgrößen wurde bei allen berechneten Funktionen mit Lagrange-Multiplier-Tests<sup>24</sup> abgelehnt. Daher wurde die Verallgemeinerte Kleinst-Quadrate-Methode (Generalized Least Squares, GLS) verwendet. Der dann effizientere Schätzwert für den Parametervektor ist

$$\hat{\mathbf{b}}_* = (\mathbf{X}'_* \mathbf{V}^{-1} \mathbf{X}_*)^{-1} \mathbf{X}'_* \mathbf{V}^{-1} \mathbf{y}.$$

Der Parametervektor  $\mathbf{b}_*$  enthält zur vereinfachten Notation die Parameter der Dummyvariablen und jene der übrigen exogenen Variablen,  $\mathbf{X}_*$  enthält die Werte der Dummyvariablen und die Werte der übrigen exogenen Variablen. Die Varianz-Kovarianz-Matrix  $\mathbf{V}$  ist eine Diagonalmatrix mit sektorweise unterschiedlichen Elementen, die unbekannt sind. Eine Schätzung von  $\mathbf{V}$  erhält man auf Grundlage der mit OLS geschätzten Residuen. Das Schätzverfahren wird als Feasible-Generalized-Least-Squares-Methode (FGLS) bezeichnet. Die asymptotische Varianz-Kovarianz-Matrix der Parameter ergibt sich als

$$\mathbf{S} = (\mathbf{X}'_* \hat{\mathbf{V}}^{-1} \mathbf{X}_*)^{-1}.$$

Versuchsrechnungen haben gezeigt, daß die Standardfehler der mit FGLS geschätzten Parameter etwas niedriger ausfallen als die mit OLS geschätzten. Die gewonnenen Ergebnisse werden dadurch aber inhaltlich nicht verändert. Lagrange-Multiplier-Tests auf das Vorliegen von Auto-

<sup>22</sup> Vgl. Baltagi (1995), 11.

<sup>23</sup> Den gleichen Parametervektor erhielte man zudem mit der sogenannten partitionierten Regression. Vgl. Greene (1993), S. 467 und S. 179 - 180.

<sup>24</sup> Vgl. Spanos (1995), S. 330, und Greene (1993), S. 449 - 450.

korrelation und intersektoraler Korrelation der Störvariablen führten bei den verwendeten Funktionen zu unterschiedlichen Ergebnissen. Um die Parametersignifikanzen in verschiedenen Investitionsfunktionen vergleichen zu können, wurden alle Funktionen mit dem genannten FGLS-Ansatz geschätzt, der allein sektorspezifische Heteroskedastizität berücksichtigt.<sup>25</sup> Zusätzlich zu den aus  $\mathbf{S}$  ermittelten Standardfehlern sind gegenüber Autokorrelation und intersektoraler Korrelation robuste Standardfehler wie folgt berechnet worden:<sup>26</sup>

$$\mathbf{S}_w = (\mathbf{X}'_w \hat{\mathbf{V}}^{-1} \mathbf{X}_w)^{-1} (\mathbf{X}'_w \hat{\mathbf{V}}^{-1} \hat{\mathbf{u}} \hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{V}}^{-1} \mathbf{X}_w)^{-1} (\mathbf{X}'_w \hat{\mathbf{V}}^{-1} \mathbf{X}_w)^{-1}.$$

$\hat{\mathbf{u}}$  ist der Vektor der Residuen aus der FGLS-Schätzung. Die auf der Grundlage von  $\mathbf{S}$  und von  $\mathbf{S}_w$  ermittelten  $t$ -Werte werden beide unter den Regressionsparametern in Klammern angegeben.

Zur Überprüfung der Differenz des Cash-Flow-Parameters zwischen den gebildeten Sektorengruppen mit hoher/niedriger Ausschüttungsquote bzw. Bankverbundenheit wird folgender Dummyvariablenansatz gewählt:

$$y_{it} = a_1 + c_k \text{dum}_k + \sum_{j=1}^v b_j x_{ijt} + \sum_{j=1}^v d_j x_{ijt} \text{dum}_g + u_{it}$$

mit:

$$\text{dum}_k = \begin{cases} 1 & \text{falls Sektor } k = i \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}, k = 2, \dots, n$$

$$\text{dum}_g = \begin{cases} 1 & \text{falls hohe Ausschüttungsquote bzw. Bankverbundenheit} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

Die Parameter  $d_j$  geben hierbei die Differenz der Parameter der Sektoren mit hoher Ausschüttungsquote und niedriger Ausschüttungsquote (bzw. hoher und niedriger Bankschuldenquote) an. Mit dem  $t$ -Wert des zum Cash Flow gehörenden  $d_j$  wird diese Differenz auf Signifikanz überprüft.

Zur Überprüfung eventuell vorliegender Multikollinearitäten<sup>27</sup> wurde für alle multiplen Funktionen der Konditionsindex berechnet und eine

<sup>25</sup> Vergleichsrechnungen mit Modellen, die neben der sektorweisen Heteroskedastizität auch intersektorale Korrelation und Autokorrelation berücksichtigen, ergaben nur unwesentlich abweichende Parameterschätzwerte, jedoch deutlich höhere Signifikanzen.

<sup>26</sup> Vgl. White (1980) und Royall (1986).

<sup>27</sup> Die bivariaten Korrelationskoeffizienten der verwendeten Variablen finden sich in Anhang E.

Dekomposition der Parametervarianzen durchgeführt.<sup>28</sup> Auch in den Fällen, in denen der Konditionsindex Werte größer als 30 aufwies, zeigten sich bei der Varianzdekomposition keine Hinweise auf starke Abhängigkeiten der Exogenen. Insbesondere zeigte sich keine bedenkliche Abhängigkeit zwischen der Liquiditäts- und der Outputvariable.<sup>29</sup>

## 2. Datenlage

Datenbasis der Untersuchung ist die Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank für den Zeitraum von 1973 bis 1993.<sup>30</sup> Sie basiert auf den im Zusammenhang mit dem Wechselrediskontgeschäft der Geschäftsbanken bei der Bundesbank eingereichten Jahresabschlüssen von Wechselverpflichteten. Die Einzeldaten werden von der Bundesbank mit einer gebundenen Hochrechnung für 15 Wirtschaftszweige des Verarbeitenden Gewerbes, das Baugewerbe, den Großhandel und den Einzelhandel hochgerechnet. Grundlage der Hochrechnung ist die Umsatzstatistik des Statistischen Bundesamts.<sup>31</sup> Die Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes sind, gemessen am hochgerechneten Umsatz, durch die berücksichtigten Sektoren zu etwa 80 Prozent repräsentiert. Ferner sind der Handel und das Baugewerbe vollständig repräsentiert.

Faßt man Unternehmen zu Sektoren zusammen, so ergeben sich im Vergleich zu anderen denkbaren Gruppierungen wie etwa Umsatzgrößenklassen und Rechtsformen relativ homogene Gruppen. Tabelle 1 zeigt die Spannweiten ausgewählter Kennzahlen nach verschiedenen Gruppenbildungen exemplarisch für das Jahr 1990.<sup>32</sup> Es zeigt sich, daß die Gruppenbildung nach Sektoren die größte Spannweite der betrachteten Kennzahlen aufweist und somit einen Großteil der denkbaren Streubreite unternehmensspezifischer Kennzahlen abdeckt.

---

<sup>28</sup> Vgl. *Belsley/Kuh/Welsch* (1980) und *Belsley* (1991).

<sup>29</sup> Alle Schätzungen vorliegender Arbeit wurden mit einem selbstentwickelten Programm in der Programmiersprache Gauss durchgeführt.

<sup>30</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1993) und Deutsche Bundesbank, verschiedene Monatsberichte.

<sup>31</sup> Von der Umstellung der Wirtschaftszweigsystematik des Statistischen Bundesamtes sind die Ausweise der Jahre ab 1980 betroffen. Die Ausweise der Jahre bis 1979 wurden durch Verkettung vergleichbar gemacht (vgl. *Bellgardt* (1995), S. 40 - 42).

<sup>32</sup> Für andere Jahre fällt dieser Befund ähnlich aus und darf deshalb für den gesamten Untersuchungszeitraum als repräsentativ gelten. Vgl. etwa *Deutsche Bundesbank* (1989).

Tabelle 1

**Ausgewählte Kennzahlen für verschiedene Unternehmensgruppen im Jahr 1990**

Kennzahl	Alle Unternehmen	Spannweite bei einer Gruppierung nach...		
		Rechtsformen	Umsatzgrößenklassen	Sektoren
Sachanlagen zu Bilanzsumme	27,5	25,6 - 32,6	24,6 - 28,2	14,2 - 46,0
Jahresüberschuß vor Steuern zu Gesamtleistung	5,1	4,2 - 5,9	3,5 - 6,2	2,8 - 7,0
berichtigte Eigenmittel zu Bilanzsumme	18,2	9,8 - 25,5	5,1 - 25,8	4,8 - 39,7

Quelle: Deutsche Bundesbank (1994); eigene Berechnungen. Anmerkung: Alle Angaben in Prozent.

### 3. Zur Operationalisierung der Variablen

In diesem Abschnitt werden die in den Investitionsfunktionen berücksichtigten Variablen operationalisiert.

#### Bruttoinvestitionen

Die Bruttoinvestitionen werden durch die Veränderung des bilanziellen Sachanlagenausweises im jeweiligen Jahr (Nettoinvestitionen), erhöht um die Abschreibungen auf Sachanlagen des jeweiligen Jahres (Ersatzinvestitionen), ermittelt. Zur Eliminierung der Sektorgröße wird dieser Wert bezüglich des Sachanlagenbestandes zu Anfang des Jahres relativiert ( $I_{it}/K_{i,t-1}$ ). Weitere sektorspezifische Heterogenitäten wie etwa unterschiedliche durchschnittliche Nutzungsdauern der Sachanlagen werden durch die verwendeten sektoralen Dummyvariablen auszugleichen versucht.

#### Neoklassische Variablen

Die neoklassischen Investitionskosten lassen sich nur beschränkt abschätzen. Als Kapitalkostensatz  $r_t$  wird die nominale Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere verwendet. Die Abschreibungsrate  $d_{it}$  wird

Kredit und Kapital 1/1998



für die einzelnen Sektoren errechnet als Quotient aus Abschreibungen zu Wiederbeschaffungspreisen und Bruttoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen<sup>33</sup> gemäß den Angaben des Statistischen Bundesamtes.<sup>34</sup> Die relative Preiskorrektur erfolgt mit dem Verhältnis des sektorspezifischen Preisindex für Ausrüstungsinvestitionen  $p_{it}^I$  zum Preisindex der letzten inländischen Verwendung  $p_t$ . Als Kostenfaktor ergibt sich:

$$c_{it} = \frac{p_{it}^I}{p_t} (r_t + \delta_{it}).$$

Die erste Differenz in der Zeit der mit dieser Größe kapitalisierten Periodenproduktion („neoklassische Produktionsvariable“), relativiert bezüglich des Bestandes der Sachanlagen zu Periodenbeginn, ist die erklärende Variable der neoklassischen Investitionsfunktion. In der modifizierten neoklassischen Investitionsfunktion finden die relativierte Produktionsveränderung ( $\Delta Y_{it}/K_{i,t-1}$ ) und der Investitionskostensatz  $c_{it}$  Verwendung. Die Produktion  $Y_{it}$  ergibt sich aus dem Umsatz des jeweiligen Jahres, erhöht um die Bestandsveränderungen an Fertigerzeugnissen.

### *Tobins Q*

Wie in anderen Arbeiten zur Quantifizierung von Tobins  $Q$  auf makro- oder mesoökonomischer Ebene<sup>35</sup> wird  $Q$  auch in der vorliegenden Untersuchung als Quotient von Marktwert des Sachvermögens zu dessen Wiederbeschaffungskosten ermittelt. Dabei handelt es sich um das durchschnittliche  $Q$ . Die Berechnung der für Investitionsanalysen adäquateren marginalen  $Q$ -Werte und die Berücksichtigung der persönlichen Dividendenbesteuerung ist mit den vorliegenden sektoralen Bilanzdaten nicht möglich.

Zunächst zur Abschätzung der Wiederbeschaffungskosten des Sachvermögens. Die Buchwerte des Sachvermögens lassen sich den vorliegenden Bilanzdaten getrennt nach Grundstücken und Gebäuden ( $GB$ ), sonstigen Sachanlagen ( $SSA$ ) und Vorräten ( $VR$ ) entnehmen. Für die Vorräte wird angenommen, daß sie zeitnah bewertet sind und sich somit eine Korrek-

<sup>33</sup> Vgl. auch *Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung* (1988), S. 169.

<sup>34</sup> Vgl. *Statistisches Bundesamt* (1995).

<sup>35</sup> Vgl. etwa *Ketterer/Vollmer* (1981a,b) und *Funke* (1992). *Dicke/Trapp* (1984, 1985, 1987) dagegen ermitteln  $Q$  als Quotient aus Realertragsrate und Kapitalkostensatz.

tur erübrigt.<sup>36</sup> Eine Preiskorrektur der Sachanlagen erfolgt mit den Angaben des Statistischen Bundesamtes zum Nettosachanlagenvermögen getrennt nach Ausrüstungen und Bauten,<sup>37</sup> das einmal zu Wiederbeschaffungspreisen und einmal zu Anschaffungspreisen bewertet wird.<sup>38</sup> Der Nettovermögenswert zu Anschaffungspreisen entspricht nach Art der Bewertung dem Bilanzausweis. Als Korrekturfaktor  $k$  zur Ermittlung des Wiederbeschaffungswertes aus den Bilanzausweisen kommt daher in Betracht

$$k = \frac{\text{Nettovermögenswert zu Wiederbeschaffungspreisen}}{\text{Nettovermögenswert zu Anschaffungspreisen}}$$

Der Bilanzausweis der Grundstücke und Gebäude  $GB_{it}$  wird mit dem Korrekturfaktor  $k_{it}^b$  für Bauten, der Bilanzausweis der sonstigen Sachanlagen  $SSA_{it}$  mit dem Korrekturfaktor für Ausrüstungen  $k_{it}^a$  multipliziert. Da der Bilanzausweis der Vorräte  $VR_{it}$  nicht preiskorrigiert wird, errechnet sich der Wert des Sachvermögens zu Wiederbeschaffungskosten als<sup>39</sup>

$$WB_{it} = GB_{it} \cdot k_{it}^b + SSA_{it} \cdot k_{it}^a + VR_{it}$$

Die Korrekturfaktoren liegen für die 15 Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes nicht einzeln vor, so daß hier mit einheitlichen Korrekturfaktoren gerechnet werden muß. Unterschiedliche sektorspezifische Preisrelationen bleiben so zwar unberücksichtigt, Verzerrungen, die allein durch die divergierende Entwicklung der Preise für Bauten und Ausrüstungen einerseits und eine unterschiedliche Bedeutung dieser Positionen in den Sektoren andererseits bei Anwendung eines einheitlichen Korrekturfaktors für das gesamte Anlagevermögen entstünden, werden damit aber vermieden. Für das Baugewerbe können spezifische Korrekturfaktoren berechnet werden, für den Großhandel und den Einzelhandel werden die Korrekturfaktoren verwendet, die sich für den Handel insgesamt ergeben.

Der Marktwert des Sachvermögens eines Sektors wird über die Marktbewertung der im Sachvermögen gebundenen Kapitalteile ermittelt. Selten problematisiert, aber bei allen Berechnungsversuchen präsent ist

<sup>36</sup> Vgl. auch *Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung* (1988), S. 163; anders dagegen *Funke* (1992), S. 146 - 147.

<sup>37</sup> Grundstücke werden nicht berücksichtigt.

<sup>38</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (1995).

<sup>39</sup> Vgl. Bellgardt (1995), S. 81 - 83.

die hierzu nötige Fiktion, daß die ausgewählten Kapitalteile allein im Sachvermögen, nicht aber im Finanzvermögen gebunden sind. Das Problem wird durch die gestiegene Finanzvermögenshaltung<sup>40</sup> der Unternehmen noch verschärft. Hinsichtlich des Fremdkapitals wird davon ausgegangen, daß die kurz- und langfristigen Verbindlichkeiten ohne die Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen im Sachvermögen gebunden sind ( $VB_{it}$ ). Die Rückstellungen werden nicht berücksichtigt, da sie überwiegend im Finanzvermögen gebunden sein dürften.<sup>41</sup> Der Marktwert des Eigenkapitals wird über dessen Ertragswert abgeschätzt, der sich aus den Ausschüttungen und einem Kapitalisierungszinssatz ermittelt. Die Ausschüttungen sind der Bilanzstatistik nicht zu entnehmen und werden daher abgeschätzt als Dividendenzahlung  $D$  der Kapitalgesellschaften je 100 DM nominalem Eigenkapital gemäß Aktienstatistik des Statistischen Bundesamtes<sup>42</sup> multipliziert mit dem Eigenkapitalausweis  $EK_{it}$  der Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank. Damit wird für die Nicht-Kapitalgesellschaften in Sektor  $i$  das gleiche Ausschüttungsverhalten unterstellt.<sup>43</sup> Das ist zwar nicht unproblematisch, scheint aber weniger willkürbehaftet als andere, am Jahresüberschuß vor Steuern ansetzende Abschätzungsversuche.<sup>44</sup> Als Kapitalisierungszins wird die nominale Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere  $r_t$  des jeweiligen Jahres gewählt. Zusammengefaßt errechnet sich der Marktwert für Sektor  $i$  und Jahr  $t$  als

$$MW_{it} = \frac{D_{it}}{100} \frac{EK_{it}}{r_t} + VB_{it}.$$

Tobins  $Q$  ergibt sich schließlich als

$$Q_{it} = \frac{MW_{it}}{WB_{it}}.$$

<sup>40</sup> Vgl. Bellgardt (1995).

<sup>41</sup> Vgl. Ketterer/Vollmer (1981a), S. 75, und den empirischen Befund in Bellgardt (1995), S. 200.

<sup>42</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt: Geld und Kredit, Aktienkurse, verschiedene Jahrgänge.

<sup>43</sup> Zur indikatorischen Qualität vgl. Dicke/Trapp (1987), S. 54.

<sup>44</sup> Vgl. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (1988), S. 164, und Funke (1992), S. 92.



### *Liquiditätsvariable*

Zur Messung der Liquidität wird die Stromvariable Cash Flow verwendet.<sup>45</sup> Zur Ausschaltung von Sektorgrößeneffekten wurde der Cash Flow bezüglich der Sachanlagen zu Beginn des jeweiligen Jahres relativiert ( $CF_{it}/K_{i,t-1}$ ). Der Cash Flow stellt eine vereinfachte Form des Umsatzüberschusses dar, der sich als Differenz aus einnahmewirksamen Erträgen und ausgabewirksamen Aufwendungen ergibt und für Investitionsausgaben, Dividendenzahlungen und Schuldentilgungen zur Verfügung steht.<sup>46</sup> In der Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank wird der Cash Flow errechnet aus dem Jahresüberschuß, erhöht um die Abschreibungen, die Veränderungen der Rückstellungen, den Sonderposten mit Rücklagenanteil sowie die passiven Rechnungsabgrenzungsposten, vermindert um die Zuschreibungen und die Veränderungen der aktiven Rechnungsabgrenzungsposten.<sup>47</sup>

### *Ausschüttungsverhalten*

Mit dem Quotienten aus Ausschüttungen und Jahresüberschuß vor Steuern (Ausschüttungsquote) wird das Ausschüttungsverhalten der Sektoren beurteilt. Die Ausschüttungen werden wiederum mit Hilfe der Aktienstatistik des Statistischen Bundesamtes abgeschätzt, in dem die dort ausgewiesenen Dividenden ( $D_{it}$ ) je 100 DM Eigenkapital mit dem Bilanzausweis des Eigenkapitals ( $EK_{it}$ ) der Bundesbankbilanzstatistik multipliziert werden.<sup>48</sup> Division durch den Jahresüberschuß vor Steuern ergibt die interessierende Ausschüttungsquote. Die Sektoren werden dann durch ihre jahresdurchschnittliche Ausschüttungsquote repräsentiert und in zwei Gruppen zerlegt. Die Aufteilung erfolgt so, daß die beiden Gruppen sich hinsichtlich ihrer jahresdurchschnittlichen Ausschüttungsquote gut unterscheiden. Die vier Sektoren mit der höchsten Ausschüttungsquote (mindestens 55 Prozent) werden zu einer Gruppe zusammengefaßt. 56 Prozent der Gesamtstreuung aller berechneten Ausschüttungsquoten entfallen auf die Streuung zwischen den beiden Grup-

---

<sup>45</sup> Dies entspricht der Vorgehensweise in den meisten vergleichbaren Arbeiten. Vgl. *Fazzari/Athey* (1987), S. 484, *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 163, *Hubbard/Kashyap/Whited* (1995), S. 693, *Elston/Albach* (1995), S. 9, *Whited* (1992), S. 1426.

<sup>46</sup> Vgl. *Coenenberg* (1992), S. 588.

<sup>47</sup> Vgl. *Deutsche Bundesbank* (1993), S. 15 - 16.

<sup>48</sup> Bezüglich der Validität gelten die gleichen Einschränkungen wie im Zusammenhang mit Tobins *Q* problematisiert.



pen, 44 Prozent der Streuung verbleiben in den Gruppen. Benachbarte Aufteilungen führen einerseits zu einer höheren Binnenstreuung, ändern aber – wie Alternativrechnungen zeigen – nichts an den grundlegenden Befunden.

### *Bankverbundenheit*

Der Grad der Bankverschuldung hat sich in empirischen Untersuchungen als hoch korreliert mit anderen Indikatoren der Bankverbundenheit wie etwa Stimmrechtskontrolle bei Aktiengesellschaften erwiesen.<sup>49</sup> Als Indikator der Bankverbundenheit der Sektoren wird daher der Anteil der Verbindlichkeiten gegenüber Banken an der Bilanzsumme (Bankschuldenquote) verwendet (jahresdurchschnittlicher sektorspezifischer Wert). Der ebenfalls denkbare Bankverbundenheitsindikator Bankverbindlichkeiten zu Gesamtverbindlichkeiten wurde nicht gewählt, da ein Unternehmen, das für diese Kennzahl einen hohen Wert aufweist (z.B. 80 Prozent), aber insgesamt eine geringe Verschuldungsquote hat (z.B. 40 Prozent) weniger bankverbunden sein dürfte, als ein Unternehmen, das zwar eine geringere Relation von Bankverbindlichkeiten zu Gesamtverbindlichkeiten (z.B. 50 Prozent), aber eine hohe Verschuldungsquote (z.B. 80 Prozent) aufweist. Letzteres Unternehmen erscheint bei der Finanzierung seines Vermögens insgesamt in höherem Maße von Banken abhängig zu sein.

Die 18 Sektoren werden in zwei Gruppen eingeteilt: in jene mit geringer und jene mit hoher Bankverbundenheit.<sup>50</sup> Danach werden die 4 Sektoren mit einer jahresdurchschnittlichen Bankschuldenquote von mehr als 29 Prozent als in hohem Ausmaß bankverbunden eingestuft. Bei dieser Aufteilung bleiben noch ca. 37 Prozent der Gesamtstreuung in den gebildeten Sektorengruppen. Benachbarte Aufteilungen führen – wie bei der Ausschüttungsquote – zu keinen nennenswerten Änderungen der grundlegenden Befunde.

---

<sup>49</sup> Vgl. *Cable* (1985). Vgl. auch *Hoshi/Kashyap/Scharfstein* (1991), S. 41 – 42.

<sup>50</sup> Beide angesprochenen Bankverbundenheitsindikatoren führen im vorliegenden Fall allerdings zu einer gleichen Gruppeneinteilung. Der Rangkorrelationskoeffizient beider Kennzahlen beträgt 0,94.

## V. Empirische Ergebnisse

### 1. Deskriptive Maßzahlen der verwendeten Variablen

Tabelle 2 zeigt die arithmetischen Mittel und die Standardabweichungen der verwendeten Variablen. Im Durchschnitt des Untersuchungszeitraumes tätigten die Sektoren Bruttoinvestitionen in Höhe von 25 Prozent ihres bilanziellen Sachanlagenbestandes (des jeweiligen Jahresanfangs). Der größte Teil entfiel dabei auf die Ersatzinvestitionen. Jeder Einheit Sachanlagen stehen im Mittel 0,45 Einheiten Cash Flow gegenüber.

*Tabelle 2*  
**Arithmetische Mittel und Standardabweichung der verwendeten Variablen im Untersuchungszeitraum**

Variable	Alle Sektoren	Ausschüttungsquote		Bankverbundenheit	
		niedrig <sup>a)</sup>	hoch <sup>b)</sup>	niedrig <sup>a)</sup>	hoch <sup>b)</sup>
Investitionen	0,25 (0,09)	0,24 (0,09)	0,26 (0,09)	0,26 (0,08)	0,20 (0,08)
Neoklassische Produktionsvariable	3,04 (5,44)	3,26 (5,89)	2,27 (3,38)	2,96 (5,25)	3,31 (6,10)
Investitionskosten	0,13 (0,02)	0,13 (0,02)	0,13 (0,01)	0,13 (0,02)	0,12 (0,02)
Produktionsveränderung	0,30 (0,46)	0,32 (0,49)	0,23 (0,30)	0,30 (0,47)	0,29 (0,40)
Tobins Q	1,55 (0,30)	1,55 (0,59)	1,55 (0,41)	1,59 (0,60)	1,41 (0,33)
Cash Flow	0,45 (0,13)	0,45 (0,12)	0,43 (0,17)	0,45 (0,13)	0,42 (0,13)
Ausschüttungsquote	0,35 (0,10)	0,32 (0,06)	0,50 (0,06)	0,36 (0,08)	0,34 (0,15)
Bankschuldenquote	0,22 (0,08)	0,23 (0,07)	0,20 (0,11)	0,19 (0,06)	0,33 (0,04)

*Quellen:* Deutsche Bundesbank (1993); Deutsche Bundesbank, verschiedene Monatsberichte; Statistisches Bundesamt (1995); Statistisches Bundesamt, Geld und Kredit, Aktienmärkte, verschiedene Jahrgänge; eigene Berechnungen. *Anmerkungen:* a) 14 Sektoren. b) 4 Sektoren (vgl. Anhang A und B). Zur Berechnung der Variablen vgl. Abschnitt IV.3. Angegeben ist das arithmetische Mittel und in Klammern die Standardabweichung in den Gruppen.

Beim Vergleich der hinsichtlich ihrer Ausschüttungsquote gebildeten Sektorengruppen fällt die geringere mittlere Produktionsveränderung<sup>51</sup> und der geringere Wert der neoklassischen Produktionsvariable der Sektoren mit hoher Ausschüttungsquote auf. Der in mikroökonomischen Untersuchungen aufgedeckte Befund niedrigerer Investitionen bei Firmen mit niedriger Ausschüttung zeigt sich bei dieser sektoralen Analyse allerdings in nur geringem Ausmaß.<sup>52</sup>

Die höher bankverbundenen Sektoren weisen insbesondere geringere Investitionen<sup>53</sup> und ein geringeres  $Q$  auf als die weniger bankverbundenen Sektoren.<sup>54</sup> Bei allen anderen Kennzahlen kommt es zwischen beiden Sektorengruppen zu keinen auffälligen Unterschieden.

## 2. Investitionsfunktionen

Nachfolgend werden die Schätzergebnisse für die in Abschnitt II. dargestellten Investitionsfunktionen präsentiert. Die Güte der Anpassung variiert bei den verschiedenen Funktionen, gemessen am adjustierten Bestimmtheitsmaß,<sup>55</sup> zwischen 0,20 und 0,52 (vgl. Tabelle 3). Die ursprüngliche neoklassische Variante hat den mit Abstand geringsten Erklärungsgehalt.

Tobins  $Q$ , das theoretisch überzeugendste Investitionsmodell, ist für die Unternehmen insgesamt sehr signifikant. Die Anpassung ist mit einem erklärten Varianzanteil von 40 Prozent relativ gut.<sup>56</sup>

Die neoklassische Investitionsfunktion findet keine empirische Bestätigung. Der Parameter der neoklassischen Produktionsvariable ist insignifikant. Das mag auch auf die bestehenden Operationalisierungsprobleme

<sup>51</sup> Zu analogen Befunden unter Verwendung von US-amerikanischen Mikrodaten vgl. *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 159.

<sup>52</sup> Vgl. *Hubbard/Kashyap/Whited* (1995), S. 693, sowie *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988), S. 159.

<sup>53</sup> Zu analogen Befunden unter Verwendung von US-amerikanischen bzw. japanischen Mikrodaten vgl. *Whited* (1992), S. 1442, und *Hoshi/Kashyap/Scharfstein* (1991), S. 42.

<sup>54</sup> Vgl. den analogen Befund unter Verwendung von Mikrodaten japanischer Firmen in *Hoshi/Kashyap/Scharfstein* (1991), S. 42.

<sup>55</sup> Die Verwendung gewichteter Variationen (vgl. *Judge* u. a. (1985), S. 32) führt zu Bestimmtheitsmaßen, die für alle in dieser Arbeit berechneten Funktionen um etwa 0,10 höher liegen.

<sup>56</sup> Aufgrund der problematischen empirischen Bestimmung von  $Q$  sind ökonomische Ergebnisse oftmals enttäuschend (vgl. *Chirinko* (1993), S. 1989). Gute Ergebnisse werden allein bei der Ermittlung makroökonomischer Investitionsfunktionen erzielt (vgl. etwa *Ketterer/Vollmer* (1981b), S. 177).

*Tabelle 3*  
**Einfache Investitionsfunktionen**  
**(FGLS-Schätzungen des Dummyvariablenmodells)**

Variable	Neoklassisch		Q-Theorie	Liquidität
Neoklassische Produktionsvariable <sup>a)</sup>	0,0003 (0,38) (0,43)			
Investitionskosten		-1,3448 (-5,32) (-5,97)		
Produktionsveränderung		0,0712 (8,20) (7,67)		
Tobins Q			0,1380 (13,74) (12,45)	
Cash Flow				0,5982 (17,91) (17,75)
$r^2$	0,20	0,35	0,40	0,52

*Anmerkung:* *t*-Werte und robuste *t*-Werte nach White in Klammern.  $r^2$  ist das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß. Die Parameter der Sektordummies sind nicht angegeben. a) Berücksichtigt ist hier ein einfacher Lag. Weitere Lags ergaben gleichfalls insignifikante Parameter.

zurückzuführen sein. In vergleichbaren Spezifikationen wurden oftmals ähnlich unbefriedigende empirische Ergebnisse erzielt.<sup>57</sup>

Eine mittlere Anpassung mit einem Bestimmtheitsmaß von 0,35 erreicht die modifizierte neoklassische Investitionsfunktion. Sowohl die Veränderung der Nachfrage, als auch die Investitionskosten sind signifikant. Die Produktionsveränderung erscheint hier in Übereinstimmung mit anderen Untersuchungen als die dominierende Determinante der Investitionen.<sup>58</sup>

Wird der Cash Flow isoliert als Bestimmungsgröße der Investitionen betrachtet, ist der Regressionsparameter hoch signifikant, die Investitionsfunktion erreicht hier die insgesamt beste Anpassung mit einem

<sup>57</sup> Vgl. etwa *Oliner/Rudebusch/Sichel* (1995), S. 812 und S. 814.

<sup>58</sup> Vgl. *Chirinko* (1993), S. 1881.



Bestimmtheitsmaß von 52 Prozent. Dieser Befund deutet auf einen signifikanten Einfluß der Liquidität auf das Investitionsverhalten hin und deckt sich mit den Befunden in anderen Untersuchungen. Freilich kann der Cash Flow bei dieser isolierten Betrachtung Einflüsse der Produktionsveränderung und des Produktionsniveaus auffangen. Die Schätzung einer linearen Investitionsfunktion mit den Variablen Cash Flow und Produktionsveränderung bzw. Produktionsniveau zeigte jedoch, daß der Cash Flow in beiden Fällen hochsignifikant und die dominierende Einflußgröße bleibt. Da die Produktionsveränderung aus investitionstheoretischer Sicht die adäquatere Variable ist, wird diese im folgenden als Produktionsvariable berücksichtigt.

### *3. Zur Bedeutung der Liquidität bei unterschiedlicher Ausschüttungsquote*

Die im Vorabschnitt betrachtete  $Q$ -Investitionsfunktion und die modifizierte neoklassische Investitionsfunktion werden im vorliegenden Abschnitt um den Cash Flow ergänzt.<sup>59</sup> In einer Variante wird in die um den Cash Flow ergänzte  $Q$ -Investitionsfunktion zusätzlich die Produktionsveränderung aufgenommen, um die Korrelation von Cash Flow und Produktionsveränderung zu berücksichtigen.<sup>60</sup>

Zunächst wird die ergänzte  $Q$ -Investitionsfunktion geschätzt. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 4. Die für alle Sektoren durchgeführte Schätzung ergibt signifikante Parameter sowohl für Tobins  $Q$  als auch für den Cash Flow.<sup>61</sup> Die in der Variante zusätzlich aufgenommene Produktionsveränderung ist ebenfalls, wenn auch weniger ausgeprägt, signifikant. Der Einfluß des Cash Flow geht zwar etwas zurück, bleibt aber dennoch deutlich. Mit dieser letztgenannten Funktion, die ein Bestimmtheitsmaß von 63 Prozent aufweist, gelingt eine gute Erklärung der Investitionstätigkeit der betrachteten Sektoren. (Vgl. auch die graphische Darstellung in Anhang C.)

---

<sup>59</sup> Auf eine weitere Berücksichtigung der ursprünglichen neoklassischen Investitionsfunktion wird wegen der schlechten Anpassung verzichtet.

<sup>60</sup> Ansonsten würde sich im Cash-Flow-Parameter auch der mittelbare Einfluß der Produktionsveränderung widerspiegeln. Trotz der relativ hohen bivariaten Korrelation beider Variablen (vgl. die Tabelle in Anhang E) zeigten die durchgeführten Multikollinearitätsdiagnosen, daß die geschätzten Funktionen keine Multikollinearitäten in bedenklichem Maße aufweisen.

<sup>61</sup> *Chirinko/Schaller* (1995) finden bei dieser Spezifikation mit kanadischen Unternehmensdaten keine Signifikanz für  $Q$ , jedoch deutliche Signifikanz für die Liquiditätsvariable, vgl. S. 535.

Tabelle 4

**Ergänzungen der Q-theoretischen Investitionsfunktionen  
(FGLS-Schätzungen des Dummyvariablenmodells)**

Variable	Alle Sektoren		Ausschüttungsquote			
			niedrig		hoch	
Cash Flow	0,4741	0,4000	0,5284	0,4646	0,3398	0,2733
	(14,96)	(11,22)	(14,02)	(10,50)	(6,22)	(4,87)
	(13,74)	(9,96)	(13,06)	(9,35)	(5,75)	(4,73)
Tobins Q	0,0884	0,1004	0,0918	0,1019	0,0813	0,0967
	(10,04)	(11,60)	(8,35)	(9,52)	(5,85)	(6,75)
	(8,96)	(10,35)	(7,21)	(8,09)	(5,43)	(6,60)
Produktions- veränderung		0,0323		0,0244		0,0611
		(4,52)		(3,14)		(3,02)
		(4,49)		(3,19)		(3,06)
$r^2$	0,60	0,63	0,61	0,63	0,58	0,61

Anmerkung:  $t$ -Werte und robuste  $t$ -Werte nach White in Klammern.  $r^2$  ist das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß. Die Parameter der Sektordummies sind nicht angegeben.

Zur Überprüfung der Hypothese, daß Unternehmen mit geringer Ausschüttungsquote stärkeren Finanzierungsrestriktionen unterliegen und entsprechend der Cash Flow einen stärkeren Einfluß auf die Investitionstätigkeit ausübt, wurden die Schätzungen getrennt für die beiden nach der Höhe der Ausschüttungsquote gebildeten Sektorengruppen durchgeführt. In der um den Cash Flow erweiterten  $Q$ -Investitionsfunktion ist der Einfluß des Cash Flow für Sektoren mit niedriger Ausschüttungsquote um gut ein Drittel geringer als für Sektoren mit hoher Ausschüttungsquote. Für die um die Produktionsveränderung ergänzte  $Q$ -Investitionsfunktion zeigt sich, daß der Einfluß des Cash Flow, gemessen am Parameterwert, für die Sektoren mit hoher Ausschüttungsquote ebenfalls deutlich geringer ist, der Parameter halbiert sich nahezu.<sup>62</sup>

Im Anschluß wird die um den Cash Flow ergänzte modifizierte neoklassische Investitionsfunktion geschätzt (vgl. Tabelle 5).

Die auf allen 18 Sektoren basierende Schätzung führt dazu, daß der Cash Flow die dominierende Einflußgröße wird und die neoklassischen Variablen deutlich an Einfluß verlieren. Bei der separaten Schätzung für

<sup>62</sup> Dieses Ergebnis entspricht dem Befund von *Fazzari/Hubbard/Petersen* (1988) mit amerikanischen Unternehmensdaten.

Tabelle 5

**Ergänzungen der modifizierten neoklassischen Investitionsfunktion  
(FGLS-Schätzung des Dummyvariablenmodells)**

Variable	Alle Sektoren	Ausschüttungsquote	
		niedrig	hoch
Cash Flow	0,5937 (13,71) (12,79)	0,6565 (12,91) (12,85)	0,4432 (5,57) (5,41)
Produktions- veränderung	0,0103 (1,16) (1,19)	0,0051 (0,53) (0,54)	0,0148 (0,54) (0,59)
Investitions- kosten	0,0397 (0,17) (0,19)	0,0730 (0,29) (0,32)	0,0734 (0,14) (0,16)
$r^2$	0,53	0,54	0,45

*Anmerkung:*  $t$ -Werte und robuste  $t$ -Werte nach White in Klammern.  $r^2$  ist das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß. Die Parameter der Sektoredummies sind nicht angegeben.

die beiden gebildeten Gruppen zeigt sich hinsichtlich des Cash Flow ein ähnlicher Befund wie bei den zuvor ermittelten  $Q$ -Investitionsfunktionen: Der Regressionsparameter des Cash Flow fällt in der Gruppe der hochausschüttenden Sektoren um etwa ein Drittel niedriger aus als in der Sektorengruppe mit niedrigeren Ausschüttungsquoten.

Die Differenz des Cash-Flow-Parameters in den beiden Sektorengruppen ist für die drei betrachteten Investitionsfunktionen signifikant. In der  $Q$ -Investitionsfunktion beträgt der  $t$ -Wert der Differenz  $-2,84$ . Für die beiden anderen Spezifikationen ergaben sich  $t$ -Werte von  $-2,67$  bzw.  $-2,26$ . Bei Beschränkung der Analyse auf die 15 Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes ergaben sich keine abweichenden Befunde. (Vgl. Anhang D.)

Dieser Befund bestätigt somit die aufgrund der theoretischen Überlegungen aufgestellte Hypothese. Sektoren mit geringer Ausschüttungsquote unterliegen scheinbar in höherem Maße Liquiditätsrestriktionen, entsprechend werden sie in ihren Investitionsentscheidungen, im Vergleich zu hochausschüttenden Sektoren, von der Entwicklung des Cash Flow in deutlich stärkerem Maße beeinflusst.



**4. Zur Bedeutung der Liquidität  
bei unterschiedlicher Bankschuldenquote**

Im vorliegenden Abschnitt erfolgen wiederum nach Gruppen getrennte Schätzungen der drei Investitionsfunktionen des Vorabschnitts. Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse der Schätzungen der ergänzten Q-Investitionsfunktionen. (Die Schätzergebnisse für alle Sektoren entstammen dem Vorabschnitt und sind der besseren Vergleichbarkeit wegen hier noch einmal reproduziert worden.)

*Tabelle 6*  
**Ergänzungen der Q-theoretischen Investitionsfunktionen  
(FGLS-Schätzungen des Dummyvariablenmodells)**

Variable	Alle Sektoren		Bankverbundenheit			
			niedrig		hoch	
Cash Flow	0,4741	0,4000	0,4802	0,4088	0,4225	0,3387
	(14,96)	(11,22)	(14,13)	(10,66)	(4,75)	(3,39)
	(13,74)	(9,96)	(13,00)	(9,54)	(4,53)	(3,00)
Tobins Q	0,0884	0,1004	0,0839	0,0957	0,1089	0,1170
	(10,04)	(11,60)	(8,63)	(9,83)	(5,10)	(5,86)
	(8,96)	(10,35)	(7,60)	(8,68)	(5,17)	(5,91)
Produktions- veränderung		0,0323		0,0301		0,0420
		(4,52)		(3,82)		(2,42)
		(4,49)		(4,14)		(1,83)
$r^2$	0,60	0,63	0,60	0,61	0,48	0,54

*Anmerkung:*  $t$ -Werte und robuste  $t$ -Werte nach White in Klammern.  $r^2$  ist das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß. Die Parameter der Sektorendummies sind nicht angegeben.

Der Vergleich der Ergebnisse für die Sektoren mit hoher und niedriger Bankverbundenheit zeigt keine großen Unterschiede auf. Bei den Sektoren mit hoher Bankverbundenheit nimmt der Einfluß des Cash Flow auf die Investitionen geringfügig ab, der Einfluß von Tobins Q nimmt hingegen zu.

Ähnliche Ergebnisse ergeben sich für die um den Cash Flow erweiterte modifizierte neoklassische Investitionsfunktion, die in Tabelle 7 dargestellt ist. Kredit und Kapital 1/1998

Tabelle 7

**Ergänzungen der modifizierten neoklassischen Investitionsfunktion  
(FGLS-Schätzung des Dummyvariablenmodells)**

Variable	Alle Sektoren	Bankverbundenheit	
		niedrig	hoch
Cash Flow	0,5937 (13,71) (12,79)	0,5862 (12,58) (12,09)	0,6542 (5,57) (4,79)
Produktions- veränderung	0,0103 (1,16) (1,19)	0,0076 (0,77) (0,85)	0,0169 (0,80) (0,58)
Investitions- kosten	0,0397 (0,17) (0,19)	0,1331 (0,52) (0,58)	-0,2124 (-0,41) (-0,46)
$r^2$	0,53	0,52	0,39

*Anmerkung:*  $t$ -Werte und robuste  $t$ -Werte nach White in Klammern.  $r^2$  ist das um die Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß. Die Parameter der Sektoredummies sind nicht angegeben.

stellt sind.<sup>63</sup> Vergleicht man die Ergebnisse der Sektoren mit niedriger und hoher Bankverbundenheit, zeigen sich auch bei dieser Investitionsfunktion keine wesentlichen Unterschiede im Einfluß des Cash Flow.

Die Befunde liefern demnach keine Bestätigung der Hypothese, daß Sektoren mit geringer Bankverbundenheit stärkeren Restriktionen bei der Finanzierung von Investitionen unterliegen. Sektoren mit hoher bzw. niedriger Bankverbundenheit weisen keinen Unterschied hinsichtlich der Bedeutung der Liquidität auf ihre Investitionsentscheidungen auf. Die Differenzen der Cash-Flow-Parameter in den beiden Sektorgruppen sind, gemessen an den  $t$ -Werten, für keine der untersuchten Investitionsfunktionen signifikant (vgl. Anhang D).

<sup>63</sup> Die Schätzung für alle Sektoren entstammt wiederum dem Vorabschnitt.

## VI. Zusammenfassung

Mit der vorliegenden Arbeit wurden mittels sektoraler Daten auf der Grundlage der Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank verschiedene Investitionsfunktionen geschätzt. Bei Berücksichtigung aller 18 Sektoren zeigte sich bei allen verwendeten Investitionsfunktionen ein signifikanter Einfluß der Liquidität auf die Höhe der Investitionen. Dieses Ergebnis widerspricht der These vollkommener Kapitalmärkte von Modigliani und Miller, wonach die Investitionen einzig durch ihre Rentabilität determiniert sind.

Daran anschließend wurden in Anlehnung an neuere empirische Arbeiten weitere Hypothesen bezüglich des Einflusses der Liquidität überprüft. Die Befunde zeigten, daß Sektoren mit niedriger Ausschüttungsquote in ihrer Investitionsentscheidung deutlich stärker von ihrer Liquidität beeinflußt werden als Sektoren mit hoher Ausschüttungsquote und dementsprechend als in stärkerem Maße von Finanzierungsrestriktionen betroffen angesehen werden können. Die Hypothese, daß für Sektoren mit niedriger Bankverbundenheit die Liquidität eine stärkere Rolle bei der Investitionsentscheidung spielt und diese Sektoren einer stärkeren Finanzierungsrestriktion unterliegen, ließ sich empirisch nicht bestätigen.

Insgesamt gelang mit der gemeinsamen Längsschnitts-Querschnitts-Regression eine gute Erklärung der Investitionstätigkeit der Unternehmenssektoren. Die Ergebnisse dieser Untersuchung können als ein weiterer Hinweis auf Unvollkommenheiten auf den Kapitalmärkten betrachtet werden, so daß den Finanzierungsentscheidungen der Unternehmen auch im Zusammenhang mit deren Investitionstätigkeit verstärktes Interesse zukommen sollte. Das Ausschüttungsverhalten in den Sektoren kann als wichtige Information bezüglich ihrer Finanzierungssituation aufgefaßt werden. Um die sicherlich mit der Bankschuldenquote hier nur unzureichend erfaßte Bedeutung der Bankverbundenheit für die Finanzsituation zu erklären, bedarf es weiterer Untersuchungen.

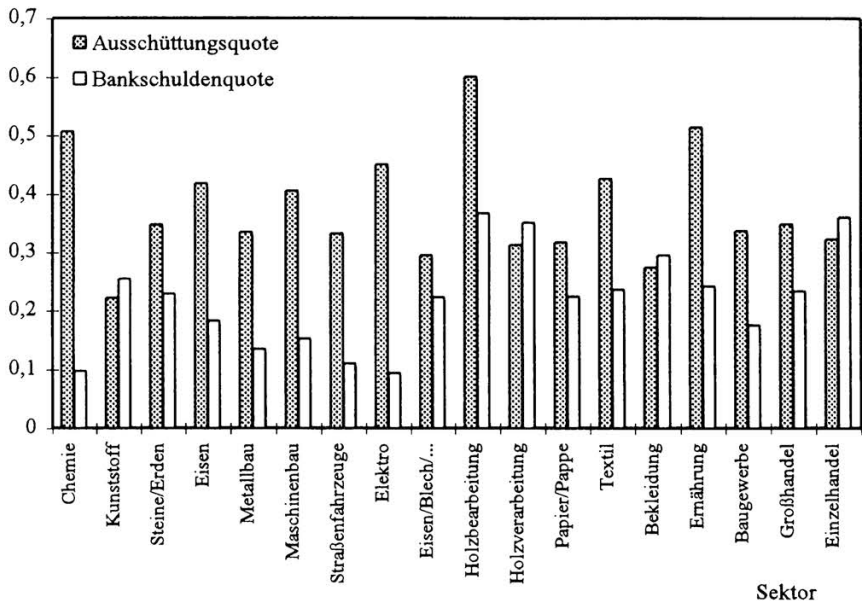


**Anhang***A. Berücksichtigte Sektoren*

Nr.	Bezeichnung	hohe Ausschüttungsquote	hohe Bankschuldenquote
1	Chemische Industrie	X	
2	Kunststoffwarenherstellung		
3	Steine- und Erdengewinnung		
4	Eisenschaffende Industrie		
5	Stahl- und Leichtmetallbau		
6	Maschinenbau		
7	Straßenfahrzeugbau		
8	Elektroindustrie	X	
9	Eisen-, Blech-, Metallverarbeitung		
10	Holzbearbeitung	X	X
11	Holzverarbeitung		X
12	Papier- und Pappeverarbeitung		
13	Textilgewerbe		
14	Bekleidungsindustrie		X
15	Ernährungsgewerbe	X	
16	Baugewerbe		
17	Großhandel		
18	Einzelhandel		X

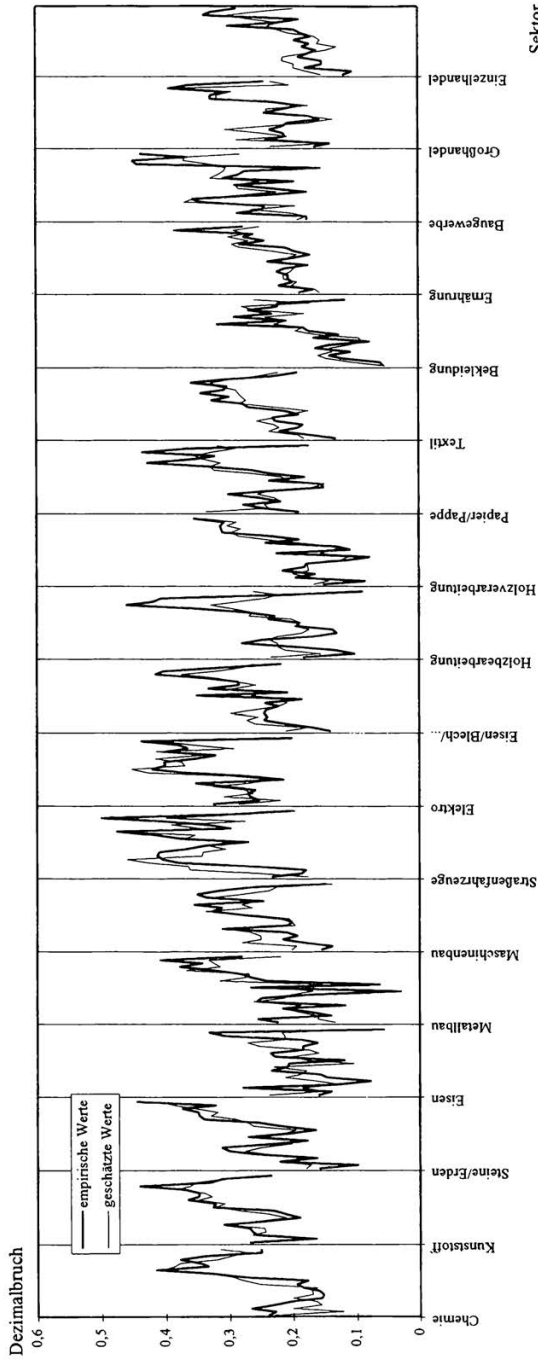
*B. Mittlere Ausschüttungsquoten und Bankschuldenquoten  
(Mediane) der Sektoren*

Dezimalbruch



Quellen: Deutsche Bundesbank (1993) und Monatsberichte verschiedener Jahrgänge, Statistisches Bundesamt, Geld und Kredit, Aktienmärkte, verschiedene Jahrgänge, eigene Berechnungen.

C. Investitionen relativ zum Sachanlagevermögen: empirische und geschätzte Werte



Quelle: Deutsche Bundesbank (1993) und Monatsberichte verschiedener Jahrgänge, Statistisches Bundesamt (1995), Statistisches Bundesamt, Geld und Kredit, Aktienmärkte, verschiedene Jahrgänge, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Die zugrundeliegende (mit FGLS geschätzte) Investitionsfunktion berücksichtigt den Cash Flow, Tobins Q, die Produktionsveränderung und die Sektorendummes (zu den Parametern vgl. Tabelle 4).



*D. Überprüfung der Differenz des Cash-Flow-Parameters  
auf Signifikanz*

Nachfolgend finden sich die Ergebnisse der Signifikanztests der Unterschiede der Cash-Flow-Parameter.

**Differenzen des Cash-Flow-Parameters und deren Signifikanz  
(FGLS-Schätzungen)**

Investitionsfunktion	Gruppenbildung <sup>a)</sup>	
	nach der Ausschüttungsquote	nach der Bankschuldenquote
Q-Investitionsfunktion erweitert um Cash Flow	-0,1887 (-2,84) (-2,64)	-0,0577 (-0,61) (-0,58)
Q-Investitionsfunktion erweitert um Cash Flow und Produktions- veränderung	-0,1913 (-2,67) (-2,51)	-0,0701 (-0,66) (-0,58)
Modifizierte neoklassische Investitionsfunktion	-0,2133 (-2,26) (-2,21)	0,0679 (0,54) (0,47)

*Anmerkung:* Angegeben ist die Differenz des Cash-Flow-Parameters. Auf die Wiedergabe der anderen Parameter-Differenzen wird verzichtet. *t*-Werte und robuste *t*-Werte nach White in Klammern.

Die gewählte Sektorenaufteilung wurde so gewählt, daß je zwei möglichst homogene Gruppen entstehen. In Vergleichsrechnungen mit alternativen Gruppenzuordnungen zeigte sich, daß mit zunehmender Heterogenität der gebildeten Gruppen die Signifikanz der Parameterdifferenz des Cash Flow erwartungsgemäß abnahm.

Zur Überprüfung der Stabilität dieser Ergebnisse wurden die drei nicht zum Verarbeitenden Gewerbe zählenden Sektoren (Bau, Großhandel und Einzelhandel) herausgenommen. Hierbei ergaben sich keine grundlegend abweichenden Befunde: Die Parameterdifferenz zwischen den nach der Ausschüttungsquote gebildeten Gruppen blieb für alle Funktionen signifikant, die Parameterdifferenz zwischen den Gruppen unterschiedlicher Bankverbundenheit blieb insignifikant.

**Differenzen des Cash-Flow-Parameters und deren Signifikanz  
(FGLS-Schätzungen) für Sektoren des Verarbeitenden Gewerbes**

Investitionsfunktion	Gruppenbildung	
	nach der Ausschüttungsquote	nach der Bank-schuldenquote
Q-Investitionsfunktion erweitert um Cash Flow	-0,1999 (-2,91) (-2,76)	0,0401 (0,38) (0,37)
Q-Investitionsfunktion erweitert um Cash Flow und Produktionsveränderung	-0,1686 (-2,23) (-2,08)	-0,0162 (-0,14) (-0,13)
Modifizierte neoklassische Investitionsfunktion	-0,2335 (-2,37) (-2,30)	0,0654 (0,48) (0,42)

*Anmerkung:* Angegeben ist die Differenz des Cash-Flow-Parameters. Auf die Wiedergabe der anderen Parameter-Differenzen wird verzichtet. *t*-Werte und robuste *t*-Werte nach White in Klammern.

*E. Bivariate Korrelationskoeffizienten der verwendeten,  
sektorweise mittelwertbereinigten Variablen*

	Investitionen	Cash Flow	Tobins Q	Produktionsveränderung	Investitionskosten	Neoklassische Produktionsvariable
Investitionen	1,0000	0,6368	0,5087	0,3828	-0,1102	-0,0018
Cash Flow	0,6368	1,0000	0,2813	0,4891	-0,2613	0,2401
Tobins Q	0,5087	0,2813	1,0000	-0,0131	-0,2622	-0,2037
Produktionsveränderung	0,3828	0,4891	-0,0131	1,0000	0,1111	0,1554
Investitionskosten	-0,1102	-0,2613	-0,2622	0,1111	1,0000	-0,3115
Neoklassische Produktionsvariable	-0,0018	0,2401	-0,2037	0,1554	-0,3115	1,0000

## Literatur

- Baltagi*, Badi H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*, Chichester etc. – *Belsley*, David A. (1991): *Conditioning Diagnostics. Collinearity and Weak Data in Regression*, New York etc. – *Belsley*, David A./*Kuh*, Edwin/*Welsch*, Roy E. (1980): *Regression Diagnostics. Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, New York etc. – *Bellgardt*, Egon (1995): *Die Geldvermögenshaltung von Produktionsunternehmen. Eine empirische Analyse für die Bundesrepublik Deutschland*, Berlin. – *Bond*, Stephen/*Meghir*, Costas (1994): *Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy*, in: *Review of Economic Studies*, Vol. 61, 1994, S. 197 – 222. – *Cable*, John (1985): *Capital Market Information and Industrial Performance: the Role of West German Banks*, in: *The Economic Journal*, Vol. 95, March 1985, S. 118 – 132. – *Chirinko*, Robert S. (1993): *Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications*, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXI, 1993, S. 1875 – 1911. – *Chirinko*, Robert S./*Schaller*, Huntley (1995): *Why does liquidity matter in investment equations?*, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 2, 1995, S. 527 – 548. – *Coenenberg*, Adolf G. (1992): *Jahresabschluß und Jahresabschlußanalyse*, 13. Auflage, Landsberg/Lech. – *Deutsche Bundesbank* (1989): *Verhältniszahlen aus den Jahresabschlüssen der Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland für 1986*, Frankfurt am Main. – *Deutsche Bundesbank* (1993): *Jahresabschlüsse westdeutscher Unternehmen 1971 bis 1991*, Frankfurt am Main. – *Deutsche Bundesbank* (1994): *Verhältniszahlen aus Jahresabschlüssen westdeutscher Unternehmen für 1990*, Frankfurt am Main. – *Deutsche Bundesbank*, *verschieden Monatsberichte*. – *Dicke*, Hugo/*Trapp*, Peter (1984): *Zinsen, Gewinne, Nettoinvestitionen. Zu den Bestimmungsfaktoren der Sachvermögensbildung westdeutscher Unternehmen*, Kiel. – *Dicke*, Hugo/*Trapp*, Peter (1985): *Zur Ertragskraft von öffentlichen und privaten Investitionen*, in: *Die Weltwirtschaft*, Heft 1/1985, S. 70 – 87. – *Dicke*, Hugo/*Trapp*, Peter (1987): *Zur Rentabilität der Investitionen in der Bundesrepublik Deutschland*, in: *Die Weltwirtschaft*, Heft 2/1987, S. 46 – 59. – *Elston*, Julie Ann/*Albach*, Horst: *Bank* (1995): *Affiliations and Firm Capital Investment in Germany*, in: *Ifo-Studien*, Vol. 41, No. 1, S. 3 – 16. – *Fazzari*, Steven M./*Athey*, Michael J. (1987): *Asymmetric Information, Financing Constraints, and Investment*, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 3, 1987, S. 481 – 487. – *Fazzari*, Steven M./*Hubbard*, Glenn R./*Petersen*, Bruce C. (1988): *Financing Constraints and Corporate Investment*, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, 1988, S. 141 – 195. – *Funke*, Michael (1992): *Tobin's Q und die Investitionsentwicklung in den Wirtschaftszweigen des Unternehmenssektors in der Bundesrepublik Deutschland*, Berlin. – *Greene*, William H. (1993): *Econometric analysis*, 2. Auflage, Englewood Cliffs. – *Hanau*, Klaus/*Hujer*, Reinhard/*Neubauer*, Werner, Hg. (1986): *Wirtschafts- und Sozialstatistik. Empirische Grundlagen politischer Entscheidungen*, Festschrift für Heinz Grohmann, Göttingen. – *Hanau*, Klaus/*Weigend*, Arno (1986): *Zum Zusammenhang zwischen Erträgen, Eigenmitteln und Investitionen der Unternehmen – eine Untersuchung anhand von Querschnittsdaten*, in: *Hanau/Hujer/Neubauer* (1986), S. 145 – 166. – *Hoshi*, Takeo/*Kashyap*, Anil/*Scharfstein*, David (1991): *Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups*, in: *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, S. 33 – 60. – *Hsiao*, Cheng (1986): *Analysis of Panel Data*,



Cambridge. – Hubbard, Glenn R./Kashyap, Anil K./Whited, Toni M. (1995): Internal Finance and Firm Investment, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, No. 3, 1995, S. 683 – 701. – Jorgenson, Dale W. (1971): Econometric Studies of Investment Behaviour: A Survey, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. IX, 1971, S. 1111 – 1147. – Judge, George G. u.a. (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, New York etc. – Ketterer, Karl-Heinz/Vollmer, Rainer (1981a): Bestimmungsgründe des Realzinsniveaus. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland, in: Ehrlicher (1981), S. 55 – 102. – Ketterer, Karl-Heinz/Vollmer, Rainer (1981b): Tobin's  $Q$  und private Investitionsausgaben, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Jg. 101, S. 153 – 180. – Oliner, Stephen/Rudebusch, Glenn/Sichel, Daniel (1995): New and Old Models of Business Investment: A Comparison of Forecasting Performance, in: *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 27, No. 3 (August 1995), S. 806 – 826. – Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (1988): Analyse der strukturellen Entwicklung der deutschen Wirtschaft. Strukturbericht 1987, Bd. 6, Methoden und Materialien, Essen. – Royall, Richard M. (1986): Model Robust Confidence Intervals Using Maximum Likelihood Estimators, in: *International Statistical Review*, Vol. 54, S. 221 – 226. – Spanos, Aris (1995): *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge. – Statistisches Bundesamt: Geld und Kredit, Aktienmärkte, (Fachserie 9, Reihe 2), verschiedene Jahrgänge, Stuttgart. – Statistisches Bundesamt (1995): Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Konten und Standardtabellen, Hauptbericht 1994, (Fachserie 18, Reihe 1.3), Stuttgart. – Thadden, Ernst-Ludwig von (1990): *Bank Finance and Long-Term Investment*, (WWZ-Dicussion Papers, Nr. 9010), Basel. – White, Halbert (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: *Econometrica*, Vol. 48, May 1980, S. 817 – 838. – Whited, Toni M. (1992): Debt, Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data, in: *The Journal of Finance*, Vol. XLVII, No. 4, 1992, S. 1425 – 1460.

## Zusammenfassung

### **Sektorale Investitionsentwicklung und Liquiditätseinfluß Eine Längsschnitts-Querschnitts-Untersuchung für den Unternehmenssektor der Bundesrepublik Deutschland**

Die vorliegende empirische Arbeit stellt einen Beitrag zur aktuellen Diskussion um die Bedeutung der Liquidität für das Investitionsverhalten von Unternehmen dar. Grundlage der ökonometrischen Schätzungen sind „klassische“ Investitionshypothesen, die um eine Liquiditätsvariable ergänzt werden. Als Datenbasis werden die sektoral aggregierten Daten der Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank verwendet. Es zeigt sich generell ein signifikanter Einfluß der Liquiditätsvariable, der als Hinweis auf Liquiditätsrestriktionen gedeutet werden kann. Dies widerspricht der Annahme eines vollkommenen Kapitalmarktes. Von diesem Befund ausgehend werden zwei aus der aktuellen Diskussion um Kapitalmarktunvollkommenheiten stammende Hypothesen untersucht. Es wird analysiert, inwieweit Unternehmenssektoren, die eine hohe Ausschüttungsquote bzw. einen hohen Grad an Bankverbundenheit aufweisen, bei ihren Investitionsentscheidungen in

Kredit und Kapital 1/1998

geringerem Maße von Liquiditätsrestriktionen betroffen sind. Als Ergebnis zeigt sich, daß Sektoren mit geringer Ausschüttungsquote in signifikant höherem Maße Liquiditätsrestriktionen unterworfen sind. Hinsichtlich unterschiedlicher Grade an Bankverbundenheit kann kein Einfluß auf ein unterschiedliches Maß an Liquiditätsrestringiertheit festgestellt werden. Insgesamt legen die Ergebnisse dieser Arbeit nahe, daß bei der Untersuchung des Investitionsverhaltens die Finanzierungssituation nicht vernachlässigt werden kann. (JEL E 22, G 32)

## Summary

### **Sectoral Investment Trends and Influence of Liquidity A Longitudinal/Cross-Sectional Study for the Enterprise Sector of the Federal Republic of Germany**

The present empirical study represents a contribution to the topical discussion about the importance of liquidity for enterprises' investment behaviour. At the base of the econometric model are "classical" investment hypotheses supplemented by a liquidity variable. The body of data on which the model is based consists of the data of the Deutsche Bundesbank's balance-sheet statistics aggregated by sectors. It turns out that, in general, the influence of the liquidity variable is significant which may be interpreted as an indication of liquidity restrictions. This contradicts assumptions of a perfect capital market. On the basis of this finding, two hypotheses have been studied that play a role in the topical discussion about imperfections of the capital market. This contribution analyses to what extent investment decisions of enterprise sectors recording high dividend distribution ratios and/or maintaining loyal relations to their banks are less strongly affected by liquidity restrictions. This analysis reaches the conclusion that sectors with lower dividend distribution ratios are subject to liquidity restrictions to a significantly greater extent. Concerning differences in the degree of enterprises' loyalty to banks, it has not been possible to identify an influence on the extent to which such enterprises are subject to liquidity restrictions. Overall, the results of this study suggest that the financing situation may not be neglected within the framework of investment behaviour studies.

## Résumé

### **Evolution sectorielle des investissements et influence de la liquidité Une analyse longitudinale et transversale du secteur des entreprises de la République Fédérale d'Allemagne**

Le présent travail empirique présente une contribution à la discussion actuelle sur l'importance de la liquidité pour le comportement d'investissement des entreprises. La base des évaluations économétriques sont les hypothèses «classiques» d'investissement, complétées par une variable de liquidité. Les données sectorielles agrégées des statistiques du bilan de la Deutsche Bundesbank sont utilisées comme base de données. On voit généralement une influence significative de la

variable de liquidité qui peut être interprétée comme une indication de restrictions de liquidité. Ceci contredit l'hypothèse d'un marché parfait des capitaux. A partir de ce résultat, deux hypothèses issues de la discussion actuelle sur les imperfections du marché des capitaux sont examinées. On analyse si les secteurs d'entreprises qui ont un quotient élevé de distribution ou un haut degré de liaison bancaire, sont moins touchés par les restrictions de liquidité lors de leurs décisions d'investissement. Les résultats indiquent que les secteurs à faible quotient de distribution sont beaucoup plus soumis aux restrictions de liquidité. Pour ce qui est des différents degrés de liaison bancaire, on n'a pas pu constater d'influence des différentes restrictions de liquidité. Les résultats de ce travail montrent au total qu'il ne faut pas négliger la situation de financement en examinant le comportement d'investissement.