

Mailand, Wilhelm

Working Paper

Zum Einfluß von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Investitionstätigkeit

HWWA Discussion Paper, No. 57

Provided in Cooperation with:

Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA)

Suggested Citation: Mailand, Wilhelm (1998) : Zum Einfluß von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Investitionstätigkeit, HWWA Discussion Paper, No. 57, Hamburg Institute of International Economics (HWWA), Hamburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/19196>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Zum Einfluß von Unsicherheit auf die gesamtwirtschaftliche Investitionstätigkeit

Wilhelm Mailand

HWWA-Diskussionspapier

57

HWWA-Institut für Wirtschaftsforschung-Hamburg

1998

ISSN 1432-4458



HWWA - Institut für Wirtschaftsforschung - Hamburg

Wilhelm Mailand

**Zum Einfluß von Unsicherheit auf die
gesamtwirtschaftliche Investitionstätigkeit**

Wilhelm Mailand
HWWA - Institut für Wirtschaftsforschung
Neuer Jungfernstieg 21
20347 Hamburg

Der vorliegende Beitrag basiert auf einem Vortrag im Rahmen des Forschungsseminars "Quantitative Wirtschaftsforschung" im Wintersemester 1997/98 an der Universität Hamburg. Den Teilnehmern des Seminars insbesondere Herrn Prof. Dr. M. Funke und Herrn R. Danckwerts danke ich für wertvolle Anregungen.

INHALTSVERZEICHNIS

1.	Einleitung.....	1
2.	Herleitung eines Investitionsmodell.....	3
3.	Methoden zur Messung von Unsicherheit	7
4.	Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutsch- land.....	11
	4.1. Empirische Messung der Unsicherheit.....	11
	4.2 Die Daten	14
	4.3 Schätzung der Investitionsfunktionen	17
5.	Ausblick.....	24
	ANHANG	25
	LITERATURVERZEICHNIS.....	26

1. Einleitung

Mit dem vorliegenden Aufsatz wird das Ziel verfolgt, die Erklärung der gesamtwirtschaftlichen Unternehmensinvestitionen (Ausrüstungsinvestitionen der Unternehmen und Wirtschaftsbauinvestitionen) durch die Einbeziehung von Variablen, mit denen sich Unsicherheit abbilden läßt, zu ergänzen. In der gegenwärtigen konjunkturellen Situation wird angesichts der Unzulänglichkeit die Investitionsschwäche trotz positiver Rahmenbedingungen (niedriges Zinsniveau, fairer Wechselkurs, moderate Lohnentwicklung, Exportwachstum etc.) zu erklären, häufig das Argument angeführt, daß die "Unsicherheit" die Unternehmer zu ihrer abwartenden Haltung in bezug auf Investitionsausgaben bringe. Theoretisch unterstützt wird diese Argumentation durch die Modelle der neuen Investitionstheorie, die ein Investitionsvorhaben als Realoption betrachten und zu der Aussage kommen, daß unter entsprechenden Annahmen mit zunehmender Unsicherheit eine zeitliche Verzögerung der Investitionstätigkeit einhergeht (vgl. Dixit und Pindyck (1994) für eine umfangreiche Darstellung). Kerngedanke ist in diesem Fall, daß sich Sachinvestitionen durch Irreversibilität der Anschaffungsausgaben auszeichnen. Besteht nun für den Unternehmer die Möglichkeit die Investitionsentscheidung in einem gewissen zeitlichen Rahmen zu verschieben, so kann es sich bei höherer Unsicherheit lohnen, die Option zu investieren aufrechtzuerhalten und zusätzliche Informationen abzuwarten.

Demgegenüber stehen neoklassische Investitionsmodelle, die Unsicherheit im Optimierungskalkül der Unternehmer berücksichtigen und einen positiven Effekt der Unsicherheit herleiten. Dieses Ergebnis kommt dadurch zustande, daß das Kapitalgrenzprodukt konvex in der Unsicherheitsvariable ist und somit entsprechend Jensens Ungleichung eine höhere Unsicherheit zu einem Anstieg des erwarteten Kapitalgrenzprodukts führt. Dies wiederum veranlaßt die Unternehmen zu mehr Investitionen. In dieser Richtung wird vorwiegend von Abel (1983, 1985) argumentiert. Eine anschauliche Gegenüberstellung der beiden theoretischen Ansätze liefert Seppelfricke (1996), der zudem die Wirkung der Unsicherheit von Löhnen und Investitionsgüterpreisen schätzt.

Die in der Literatur diskutierten Modelle sind jedoch vorwiegend für die einzelwirtschaftliche Betrachtungsweise konzipiert und lassen sich daher nicht ohne weiteres auf die gesamtwirtschaftliche Ebene übertragen. Gleichwohl spricht einiges dafür, die Intention dieses Ansatzes zu übernehmen und die mit der Investitionsentscheidung zusammenhängende Unsicherheit explizit als zusätzliche erklärende Variable in einer gesamtwirtschaftlichen Investitionsfunktion zu berücksichtigen.

Im zweiten Kapitel soll zunächst ein Investitionsmodell aus einem Optimierungsansatz hergeleitet werden. Dieses Modell zeichnet sich dadurch aus, dass die Kapazitätsauslastung des bestehenden Kapitalstocks explizit berücksichtigt wird. Auf diese Weise kann die Anpassung des Unternehmens an die Nachfrage entweder durch Veränderungen der Auslastung oder durch Veränderung des Kapitalbestands erfolgen. Im dritten Kapitel soll kurz skizziert werden auf welche Weise Unsicherheit gemessen werden kann. Es zeigt sich, daß die bedingte Varianz, die in einer Zeitreihe steckt, als Unsicherheit interpretiert werden kann und mit Hilfe von GARCH-Modellen geschätzt werden kann. Die so ermittelte Unsicherheit soll schließlich im vierten Kapitel dazu herangezogen werden, in einem wohlspezifizierten Investitionsmodell als zusätzliche erklärende Variable zu dienen. Wenn der entsprechende Koeffizient insignifikant ist, hat die Unsicherheit aufgrund der jeweiligen Variablen keinen Einfluß. Im Falle von Signifikanz kann jedoch das Vorzeichen des Koeffizienten einen Hinweis auf die Wirkungsrichtung von Unsicherheit geben. Eine Schlußbetrachtung mit weitergehenden Forschungsansätzen rundet das Papier ab.

2. Herleitung eines Investitionsmodells

Die Schätzung der Investitionsfunktion soll mit einem neoklassischen Modell in der Tradition von Jorgenson erfolgen. Ausgangspunkt ist das Ziel der Unternehmen, den Gegenwartswert zukünftiger Periodenüberschüsse durch einen geeigneten Faktoreinsatz zu maximieren. Es wird von einem deterministischen Modell ohne Berücksichtigung von steuerlichen Aspekten ausgegangen. Die Zielfunktion stellt sich folgendermaßen dar (die Abzinsung erfolgt mit konstanter Rate r):

$$(2.1) \quad \max_{k,I,L} \int_0^{\infty} e^{-rt} (P_t Y_t(k \cdot K, L) - w_t L_t - p_t^I C_t(I_t, K_t)) dt$$

Als Nebenbedingungen sind zu berücksichtigen:

- (1) die Bewegungsgleichung des Kapitalbestandes $dK = Idt - \delta Kdt$ mit δ als konstant angenommener Abschreibungsrate und
- (2) die im Anfangszeitpunkt gegebene Kapitalausstattung $K_{t=0} = K_0$.

Auf Unternehmensebene entspricht der hier betrachtete Periodenüberschuß dem Cash-flow. Es wird die Menge Y an Gütern mittels einer Produktionsfunktion unter Verwendung der Faktoren Kapital K und Arbeit L hergestellt. K ist dabei der zum Zeitpunkt t einsatzfähige Bestand an Sachkapitalmitteln, der im Umfang k , $0 < k \leq 1$, eingesetzt werden kann.¹ L ist die Arbeitsmenge zum Zeitpunkt t , von der angenommen wird, daß sie völlig flexibel ist und unmittelbar an den optimalen Bestand angepaßt werden kann. L wird mit dem nominalen Lohnsatz w entlohnt. Das betrachtete Unternehmen agiert als Preisnehmer auf den Absatz- und Faktormärkten, paßt sich also mengenmäßig an die Marktsignale an. Auf der Absatzseite bestehen dazu zwei Möglichkeiten:

1. das Unternehmen variiert kurzfristig die Auslastung des Kapitalstocks über k ,
2. das Unternehmen verändert den Kapitalbestand durch Investition.

¹ Ein ähnliches Modell stellen Chao und Cheung (1992) auf, wobei diese Autoren auch die Abschreibungsrate als abhängig von der Kapazitätsauslastung modellieren.

Die bei der Durchführung einer Investition anfallenden Kosten werden in dem Ausdruck $p^I C(I, K)$ zusammengefaßt. Es handelt sich um die direkten Anschaffungskosten mit p^I als Investitionsgüterpreis und um Anpassungskosten. Diese Anpassungskosten umfassen etwa Installationskosten im weitesten Sinne (auch Produktionsausfall u. ä.). Im folgenden sollen hierunter auch Kosten der Unsicherheit gefaßt werden, die im Zusammenhang mit der Investitionsentscheidung auftreten. Es gelten für $C(I, K)$ die üblichen neoklassischen Annahmen $C_I > 0$, $C_{II} > 0$.²

Die Lösung des Optimierungsproblems kann mit dem Maximumprinzip nach Pontrjagin ermittelt werden. Hierzu wird die Hamiltonfunktion gebildet³:

$$(2.2) \quad H = (PY(k \cdot K, L) - wL - p^I C(I, K)) + \mu(I - \delta K)$$

Aus der Hamiltonfunktion ergeben sich die folgenden Optimalitätsbedingungen erster Ordnung.

1) Für den optimalen Arbeitseinsatz:

$$(2.3) \quad \frac{\partial H}{\partial L} = PY_L - w = 0 \quad \Rightarrow \quad Y_L = \frac{w}{P}$$

Es gilt die herkömmliche neoklassische Bedingung, nach der das Grenzprodukt des Faktors Arbeit den realen Grenzkosten entspricht. Hieraus läßt sich implizit die Arbeitsnachfrage bei gegebenem Kapitalbestand herleiten.

2) Für die Investitionsnachfrage:

$$(2.4) \quad \frac{\partial H}{\partial I} = -p^I C_I + \mu = 0 \quad \Rightarrow \quad \mu = p^I C_I$$

² Im folgenden bezeichnet ein tiefgestellter Index die partielle Ableitung nach der im Index genannten Variable.

³ Es handelt sich dabei um die sog. Momentanwert-Hamiltonfunktion. Vgl. Feichtinger und Hartl (1986), S. 19.

Die optimale Bedingung für die Investitionen gibt an, daß der Schattenpreis einer zusätzlichen Kapitaleinheit gemessen durch μ den Grenzkosten der Investition entspricht. Diese Gleichung wird später für die Bestimmung einer expliziten Investitionsfunktion herangezogen.

3) Für die Kapazitätsauslastung:

$$(2.5) \quad \frac{\partial H}{\partial k} = PKY_k = 0 \quad \Rightarrow \quad Y_k=0$$

Im Optimum bringt eine marginale Veränderung der Kapazitätsauslastung keinen zusätzlichen Ertrag mehr.

4) Für den optimalen Kapitalbestand:

$$(2.6) \quad \dot{p} = -\frac{\partial H}{\partial K} + r\mu \quad \text{Bedingung aus dem Pontrjagin-Verfahren}$$

$$(2.7) \quad \frac{\partial H}{\partial K} = PKY_K - C_K - \delta\mu \quad \text{partielle Ableitung der Hamiltonfunktion}$$

nach K. Eingesetzt ergibt sich:

$$(2.8) \quad \dot{p} = (r + \delta)\mu - PKY_K + C_K$$

Eine explizite Investitionsfunktion erhält man nun indem man diese Gleichung mit (2.4) zusammenfaßt. Durch Einsetzen für μ ergibt sich aus (2.8):

$$\begin{aligned} PKY_K - C_K &= (r + \delta)p^I C_1 - \dot{p} C_1 \\ &= C_1 * (r + \delta - \pi) p^I, \quad \text{wobei } p = \dot{p} / p^I \end{aligned}$$

$$\frac{kY_K - C_K/P}{uc} = C_I \quad \text{mit } uc = \frac{p^I}{P}(r + \delta - \pi)$$

Hieraus resultiert durch Auflösen nach I:

$$(2.9) \quad I = C_I^{-1} \left(\frac{kY_K - C_K/P}{uc} \right)$$

Die Investitionen hängen also ab vom Grenzprodukt des Faktors Kapital, vom Auslastungsgrad, vom Kapitalbestand (über die Anpassungskosten C_K) und von den Kapitalnutzungskosten. Es kommt hier nicht auf eine spezielle Form der Investitionsfunktion an, diese wird später anhand der Daten ermittelt. Es wird jedoch unterstellt, daß die Anpassungskosten in irgendeiner Form auch Unsicherheitskosten enthalten, so daß eine zusätzliche Berücksichtigung einer Unsicherheitsvariablen dem theoretischen Modell wie es hier hergeleitet wurde nicht entgegensteht.

3. Methoden zur Messung von Unsicherheit

Die Investitionsentscheidung ist angesichts der (teilweisen) Irreversibilität der Investitionsausgaben und aufgrund der langfristigen Bindung eine Entscheidung unter Unsicherheit par excellence. Eine Investition in Sachanlagen wird vorgenommen, um damit in Zukunft durch produktive und absatzwirtschaftliche Tätigkeit Erlöse und schließlich Gewinne zu erzielen. Die dem Investitionsobjekt zuzurechnenden Gewinne werden von der Entwicklung einer Vielzahl von Faktoren beeinflusst. Letztlich ist es das Unvermögen im Entscheidungszeitpunkt Aussagen über die mögliche Entwicklung der gewinnbeeinflussenden Faktoren zu machen, das zu Unsicherheit über die Investition führt.

Nun wird man allerdings vermuten können, daß es zu unterschiedlichen Zeitpunkten ein unterschiedliches Niveau an Unsicherheit gibt. So wird eine stetige wirtschaftliche Entwicklung die Einschätzung der zukünftigen Entwicklung erleichtern, während bei einem sehr wechselhaften Wirtschaftsgeschehen und insbesondere in der Nähe konjunktureller Wendepunkten die Schwierigkeiten in der Einschätzung der zukünftigen Entwicklung ein beträchtliches Maß aufweisen. Unsicherheit soll also in dieser Arbeit als das Maß für die Leichtigkeit angesehen werden, mit der Aussagen über zukünftige Umweltzustände, die investitionsrelevant sind, gemacht werden können.

Unsicherheit ergibt sich allgemein dadurch, daß ein Ereignis nicht deterministisch vorherbestimmt ist, sondern mehr oder weniger zufällig eintritt. Es läßt sich somit allenfalls ein Erwartungswert über das Ereignis bilden.

Im folgenden sollen einige Beispiele für die explizite Berücksichtigung von Unsicherheit in Investitionsmodellen genannt werden:

Ferderer (1993) leitet ein Maß für die gesamtwirtschaftliche Unsicherheit aus der Zinsstrukturkurve ab. Der Zinsaufschlag, den langfristige Geldanlagen gegenüber kurzfristigen aufweisen, wird als Risikoprämie interpretiert. Die positive Korrelation der Nominalzinsen mit anderen makroökonomischen Variablen läßt den Schluß zu, daß sich die Unsicherheit in diesen Variablen in einem

entsprechend hohen Zinsaufschlag niederschlägt. Vorteilhaft bei diesem Unsicherheitsmaß ist die zukunftsgerichtete Art der Herleitung.

Driver und Moreton (1991) untersuchen den Einfluß der Unsicherheit über das Produktionswachstum und die Inflation auf die Investitionstätigkeit im britischen Verarbeitenden Gewerbe. Ihr Maß für die Unsicherheit leiten sie aus den Prognosen mehrerer Konjunkturanalyseinstitutionen ab. Sie verwenden dazu die Standardabweichungen der ein Jahr im voraus erstellten Prognosen (Quartal zu Quartal) über den Produktionszuwachs und die Inflationsrate. Auch dieser Ansatz zeichnet sich dadurch aus, daß zukunftsgerichtete Erwartungsgrößen verwendet werden.

In ihrer Paneldatenuntersuchung auf Firmenebene ermitteln Leahy und Whited (1995) die Unsicherheit aus der Varianz der täglichen Aktienrenditen über ein Jahr. Die Autoren gehen davon aus, daß alle unternehmensrelevanten Informationen, die von Investoren für erheblich gehalten werden, quantifiziert werden. Nachteilig ist hierbei allerdings, daß die Aktienkurse nicht nur von Fundamentaldaten bestimmt werden, sondern auch spekulativen Einflüssen unterliegen.

Die Unsicherheitsmaße werden jeweils in herkömmlichen Schätzverfahren als zusätzliche erklärende Variable aufgenommen. Die hier beschriebenen Vorgehensweisen sind in gewisser Weise ad hoc, da den Meßgrößen keine theoretische Erklärung zugrunde liegt. Es handelt sich somit lediglich um Approximationen für das nicht exakt zu quantifizierende Phänomen Unsicherheit.

In theoretischen Modellen zu Investitionen unter Unsicherheit wird die Varianz als Maß für die Unsicherheit herangezogen, indem der stochastische Einfluß von Schockvariablen über eben die Varianz gemessen wird. Im Entscheidungszeitpunkt ist für den Unternehmer allerdings die zu erwartende Unsicherheit maßgeblich, da er seine Investitionsentscheidung von den zukünftigen Bedingungen abhängig macht. Ein möglicher Weg, um die erwartete Varianz als Maß für die Unsicherheit in eine Schätzgleichung aufnehmen zu können, besteht in der Schätzung eines sogenannten ARCH-Modells, das auf Engle (1982) zurückgeht. Innerhalb dieser Modelle wird die bedingte Varianz des Störterms durch einen autoregressiven Prozeß abgebildet. Es sind allerdings beliebige andere

Spezifikationen möglich, was dazu geführt hat, daß ARCH-Modell in einer Vielzahl von Schätzungen angewendet worden sind⁴.

Formal stellt sich ein ARCH-Modell folgendermaßen dar:

Eine Zeitreihe $\{y_t\}$ sei ein stochastischer Prozeß mit

$$(3.1) \quad y_t = f(\mathcal{I}_{t-1}) + u_t$$

wobei $f(\mathcal{I}_{t-1})$ eine Funktion der zum Zeitpunkt t bekannten Informationsmenge \mathcal{I}_{t-1} und u_t die Störgröße darstellen. Die bedingte Varianz der Variablen y ergibt sich nun aus

$$(3.2) \quad \text{Var}(y_t | \mathcal{I}_{t-1}) = E(u_t^2) \equiv h_t$$

Die Varianz des Störterms wird hier nicht mehr konstant angenommen, sondern es wird unterstellt, daß sie sich im Zeitablauf verändert. Konstituierende Eigenschaften eines ARCH-Prozesses sind:

$$u_t = z_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = h_t(\mathcal{I}_{t-1})$$

$z_t \sim \bullet(0, 1)$, d.h. z_t stellt weißes Rauschen dar.

In den anfänglichen Arbeiten zu diesem Thema ist der Prozeß der bedingten Varianz h_t als autoregressiver Prozeß formuliert worden:

$$(3.3) \quad h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i u_{t-i}^2$$

Daher rührt die Bezeichnung **autoregressive conditional heteroscedasticity**. Es hat sich aber gezeigt, daß ARCH-Prozesse einer Vielfalt von Darstellungsformen zugänglich sind, die unter anderem auch Asymmetrien erfassen, also etwa unterschiedliches Verhalten bei positiven und negativen Störungen u_t . Eine naheliegende Erweiterung, die zudem zu einer sparsamen Parametrisierung führt, ist

⁴ Bollerslev u. a. (1992) geben einen Überblick über die erschienene empirische Literatur.

die Berücksichtigung zeitverzögerter Werte der bedingten Varianz. Dieses von Bollerslev (1986) eingeführte Modell hat die allgemeine Form

$$(3.4) \quad h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j h_{t-j}$$

Es ist hierfür die Bezeichnung **g**eneralized ARCH (GARCH) gewählt worden. Die Nichtnegativität der bedingten Varianz erfordert Restriktionen bezüglich der Parameter sowohl in (3.3) als auch in (3.4):

$$a_i \geq 0 \quad \text{für alle } i = 0, \dots, q$$

$$b_j \geq 0 \quad \text{für alle } j = 1, \dots, p$$

Um die Stabilität des autoregressiven Prozesses zu gewährleisten, ist es erforderlich, daß die Wurzeln der charakteristischen Gleichung von (3.3) bzw. (3.4) innerhalb des Einheitskreises liegen. Ähnlich wie ein ARMA-Prozeß einem unendlichen MA-Prozeß entspricht, läßt sich auch hier zeigen, daß die GARCH-Darstellung einem unendlichen ARCH-Prozeß mit einer rationalen Lagstruktur entspricht⁵. Das GARCH (p,q) Modell enthält zudem als Spezialfall p=0 das ursprüngliche ARCH-Modell von Engle. Es wird daher im weiteren mit den Begriffen "ARCH" und "GARCH" das Konzept in seiner allgemeinen Form verstanden.

In ihrem Vergleich zwischen Maßen für Inflationsunsicherheit auf Basis von Umfragen und auf Basis von ARCH-Modellen kommen Batchelor und Dua (1993) zu dem Ergebnis, daß umfragebasierte Unsicherheitsdaten in gewisser Weise meßfehlerbehaftet sind und ferner keine effiziente Informationsausbeute stattfindet. Zwar sollten auch Unsicherheitsvariablen, die mit Hilfe von ARCH-Modellen ermittelt wurden, mit Sorgfalt verwendet werden, aber für einen gegebenen Datensatz sind die Ergebnisse nachvollziehbar und effizient.

⁵ Vgl. Bollerslev et.al (1994), S. 313

4. Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland

Im folgenden soll nun eine Investitionsfunktion mit Daten für Westdeutschland geschätzt werden. Dabei sollen mit Hilfe von ARCH-Modellen Unsicherheitsvariablen bestimmt werden und diese dann als zusätzliche erklärende Variablen in den Schätzansatz aufgenommen werden.

4.1. Empirische Messung der Unsicherheit

Für eine Reihe von gesamtwirtschaftlichen Größen soll nun mit Hilfe einer ARCH-Schätzung festgestellt werden, ob diese Größen eine zeitvariable Varianz aufweisen. Sofern dies zutrifft, soll die geschätzte Varianz später als Unsicherheitsmaß dienen. Im einzelnen werden folgende Kandidaten geprüft:

1. Der Index der Industrieproduktion. Diese Reihe dient als Indikator der augenblicklichen Wirtschaftslage. Starke Schwankungen innerhalb der Zeitreihe sollen als Anzeichen für die Unsicherheit über die Einschätzung der konjunkturellen Entwicklung gewertet werden. Die Schätzung kann also als Test der Hypothese aufgefaßt werden, daß sich zunehmende Unsicherheit bei der Einschätzung der zukünftigen Entwicklung negativ auf die Investitionstätigkeit auswirkt.
2. Der Index der Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe. Der Index repräsentiert einen wichtigen Nachfrageindikator, der zudem vorlaufende Eigenschaften gegenüber der Industrieproduktion aufweist⁶. Es ist zu erwarten, daß die Unternehmen bei starken Nachfrageschwankungen tendenziell mit der Erweiterung des Sachkapitalbestandes zögern. Die Schätzung soll als Hypothesentest in diesem Sinne dienen.
3. Der Deutsche Aktienindex (DAX). Auf dem Aktienmarkt schlägt sich die Einschätzung der Investoren hinsichtlich der Ertragssituation der Unternehmen

⁶ Vgl. Döpke, J. u. a. (1994), S. 144 f.

- nieder. Obgleich eine Vielzahl von Faktoren die Kursentwicklung an der Aktienbörse bestimmt, soll mit der Einbeziehung dieses Indikators in die Investitionsschätzgleichung getestet werden, ob sich Schwankungen in der Marktbeurteilung auf die Investitionstätigkeit der Unternehmen auswirken.
4. Die Umlaufrendite und der Dreimonatszins. Zinsen rechnen zu den "klassischen" Investitionsdeterminanten. Sie beeinflussen die Rendite-Zins-Relation und damit die Rentabilität von Investitionsobjekten. In wie weit Schwankungen in der Zinsentwicklung einen Einfluß auf die Investitionen haben, soll unten getestet werden.
 5. Der reale Außenwert der DM. Aufgrund der hohen Exportabhängigkeit der deutschen Industrie ist damit zu rechnen, daß der Außenwert der DM eine gewisse Rolle bei den Investitionsentscheidungen der Unternehmen hat. Er soll hier jedoch lediglich in Form der bedingten Varianz und somit als Unsicherheitsmaß bezüglich der Wechselkursentwicklung in die Investitionsschätzung einfließen.
 6. Der Ifo-Index der Geschäftserwartungen. Unternehmensbefragungen bieten die Möglichkeit einer expliziten Berücksichtigung von Erwartungen und Einschätzungen. Es soll durch die Einbeziehung dieser Reihe überprüft werden, ob sich instabile Erwartungen, also solche die kurzfristig revidiert werden und somit Unsicherheit ausdrücken, negativ auf die Investitionstätigkeit auswirken. Die Befragungen des Ifo-Instituts lassen drei Antworten in bezug auf die Geschäftserwartungen der Unternehmen zu, nämlich "besser als gegenwärtig", "schlechter als gegenwärtig" und "unverändert". Es ist für jede Antwortkategorie eine Reihe als Anteil an den gesamten Antworten gebildet worden. Alle drei Reihen sollen unten als Indikator herangezogen werden.

Sämtliche Datenreihen liegen in Form von Monatswerten vor, so daß es nicht zu übermäßigen Glättungseffekten durch zeitliche Aggregation gekommen ist. Für jede Datenreihe wird zunächst ein AR(5)-Modell mit Hilfe der KQ-Methode geschätzt unter der Annahme einer konstanten Varianz des Störterms. Diese Schätzung dient der Bestimmung der dynamischen Struktur. Diejenigen Verzögerungen, die sich als nicht signifikant erweisen, werden gestrichen.

Anschließend lässt sich mit einem LM-Test überprüfen, ob die Residuen dieser AR-Modelle Heteroskedastizität aufweisen. Ist dies der Fall wird ein GARCH(p,q)-Modell für die verschiedenen Reihen geschätzt. Dazu werden verschiedene p,q-Kombinationen getestet und anhand der Signifikanz der jeweiligen Koeffizienten beurteilt. Darüber hinaus werden die sich ergebenden Resultate anhand der standardisierten Residuen auf verbliebene Heteroskedastizität überprüft. Die standardisierten Residuen ergeben sich in dem die konventionellen Residuen der Schätzung durch die bedingte Standardabweichung dividiert werden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefaßt.

Tabelle 1: ARCH-Modelle

Variable	Autoregressives Modell	LM-Test des AR-Modells	GARCH(p,q)	LM-Test des GARCH-Modells
Q	Q(-1), Q(-2), Q(-3), streik	5,80 (5) P = 12,1	p=1, q=2	1,08 (3) P = 78,1
AE	AE(-1), AE(-2), AE(-3),streik	14,09 (3) P = 0,3	p=1, q=1	1,71 (5) P = 88,8
DAX	DAX(-1)	27,15 (5) P = 0,0	p=1, q=1	2,01 (5) P = 84,7
Fibor	Fibor(-1), Fibor(-2), Fibor(-5)	59,06 (5) P = 0,0	p=0, q=3	3,05 (5) P = 69,2
Umlauf	Umlauf(-1), Umlauf(-2), Umlauf(-3)	17,71 (3) P = 0,0	p=1, q=1	2,18 (5) P = 82,4
GE=	GE=(-1), GE=(-3), GE=(-5)	43,90 (5) P = 0,0	p=0, q=2	0,63 (5) P = 98,6
GE-	GE(-1), GE(-2)	39,44 (3) P = 0,0	p=1, q=1	0,77 (5) P = 97,9
GE+	GE+(-1), GE+(-3)	7,06 (3) P = 7,0	p=0, q=3	1,70 (5) P = 88,9
EXR	EXR(-1), EXR(-2)	74,80 (3) P = 0,0	p=0, q=3	0,34 (5) P = 99,7

Die LM-Teststatistik (Beobachtungswerte mal R^2) ist χ^2 -verteilt ist mit Freiheitsgraden entsprechend der angenommenen Anzahl der Verzögerungen. Neben der Teststatistik ist auch die Annahmewahrscheinlichkeit der Nullhypothese "kein ARCH-Prozeß" angegeben. Die folgende Dummy-Variable wurde berücksichtigt: *streik* (1984/6 = 1, 1984/7 = -1, sonst 0) zur Erfassung der ausgedehnten Streiks in der Metallindustrie.

Wie aus dem LM-Test der AR-Modelle zu erkennen ist, weisen die Residuen deutliche Heteroskedastizität auf. Dies ändert sich, wenn eine ARCH-Struktur für die Residuen unterstellt wird.

Die Übersicht auf der folgenden Seite zeigt die Verläufe der bedingten Varianzen aus den verschiedenen GARCH-Modellen. Für die spätere Schätzung wurden die Monatswerte in Form von Dreierdurchschnitten zu Quartalswerten verdichtet. Auch wenn die Zeitreihen sehr erratisch verlaufen, können in einigen Fällen doch ökonomisch plausible Erklärungen für das Kurvenverhalten gegeben werden. So zeigen sich in einigen Reihen deutliche Ausschläge im Jahr 1973, was mit dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems erklärt werden kann. Bei der DAX-Reihe treten insbesondere die Crashes der Jahre 1987 und 1990 deutlich hervor. Demgegenüber scheint die Wiedervereinigung Deutschlands und der Umbruch in Osteuropa nicht mit übermäßiger Unsicherheit verbunden zu sein.

4.2 Die Daten

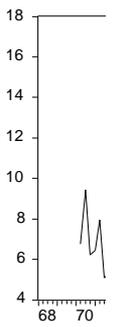
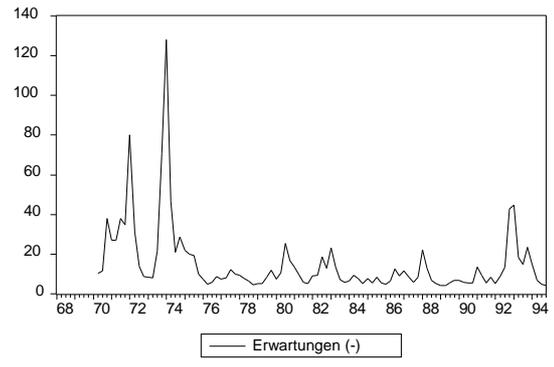
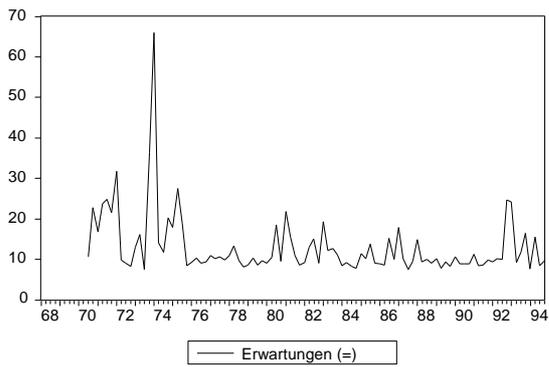
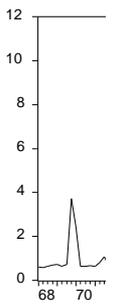
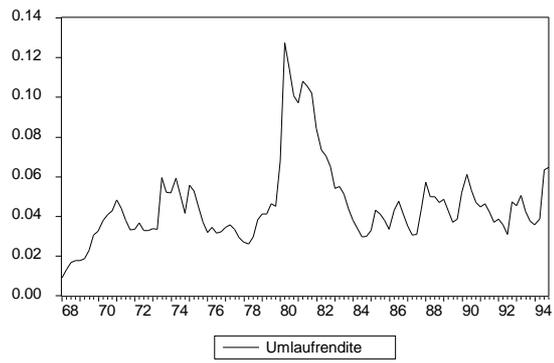
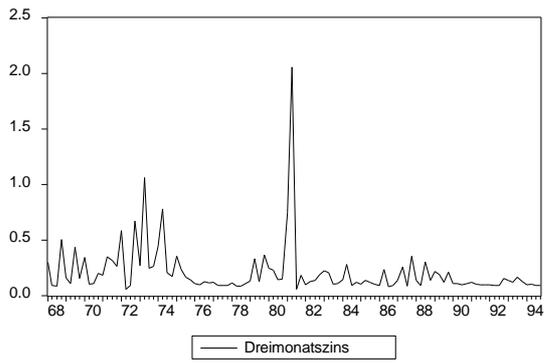
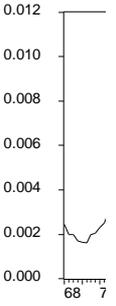
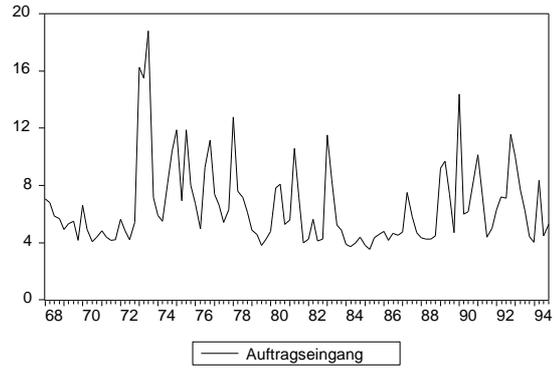
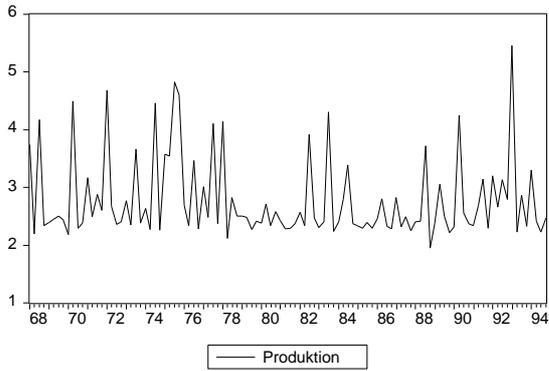
Für die Schätzung wurden Monats- bzw. Quartalsdaten des Statistischen Bundesamtes sowie Daten der Bundesbank und des Ifo-Instituts in München für den Zeitraum 1968 erstes Quartal bis 1994 viertes Quartal herangezogen. Einzelheiten zu den jeweiligen Daten können dem Anhang entnommen werden. Die Datenreihen wurden erforderlichenfalls saisonbereinigt.

Die jährlichen Abschreibungen wurden anhand der Kapitalbewegungsgleichung mit den Daten für die Unternehmensinvestitionen und für den Kapitalstock errechnet. Die daraus gewonnene Abschreibungsrate steigt von knapp 2 vH im Jahr 1960 auf etwas über 3 vH im Jahr 1982 an und bleibt danach relativ konstant. In der oben dargestellten Formel für die Berechnung der Kapitalnutzungskosten (vgl. S. 4) wurde der Durchschnitt der letzten 13 Jahre verwendet.

Vor der weiteren Verwendung der Daten sollen zunächst ihre zeitreihenspezifischen dynamischen Eigenschaften überprüft werden. Einen ersten

Anhaltspunkt, ob die jeweilige Zeitreihe stationär ist oder nicht, liefert der Graph

Bedingte Varianzen der GARCH-Modelle



der Autokorrelationsfunktion⁷. Formal testen lässt sich der Integrationsgrad der Variablen mit Hilfe des Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test. Bei diesem Test wird für eine zu untersuchende Zeitreihe y_t in der Gleichung

$$\Delta y_t = a + bt + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p g_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

der Parameter ρ auf Signifikanz überprüft. Unter der Nullhypothese $\rho=0$ handelt es sich bei y_t um eine nichtstationäre Reihe. Die Anzahl der Verzögerungen p wird zunächst mit $p=8$ vorgegeben und ebenso wie α und β getestet. Insignifikante Parameter werden aus der Schätzgleichung entfernt und anschließend wird erneut getestet. Die Testergebnisse zeigt Tabelle 2. Die Zeitreihen wurden vorab logarithmiert, da sie in dieser Form auch in die späteren Schätzgleichungen eingehen werden.

Tabelle 2: Stationaritätstest

	ADF Teststatistik für die Niveaus	ADF Teststatistik für die ersten Differenzen
Investitionen	-3,80* (p=4; α , β)	---
Bruttoinlandsprodukt	-2,74 (p=8; α , β)	-4,08** (p=7; α)
Kapitalstock	-2,99 (p=5; α , β)	-2,36 (p=4; α)
Kapitalnutzungs-kosten	-3,11* (p=4; α)	---
Kapazitätsauslastung	-3,29* (p=4; α)	---

In Klammern sind die Anzahl der Lags sowie die berücksichtigten deterministischen Regressoren angegeben. * (**) Die Nullhypothese einer Einheitswurzel wird mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 5 % (1 %) abgelehnt.

Das Bruttoinlandsprodukt kann als integriert vom Grad 1 charakterisiert werden. Die Investitionen, die Kapitalnutzungskosten und die Kapazitätsauslastung sind dem Test zufolge stationär. Das Ergebnis für die Investitionsreihe hängt allerdings entscheidend davon ab, ob ein Zeittrend in der Testregression berücksichtigt wird oder nicht. Insofern ist der Integrationsgrad nicht eindeutig, zumal die optische

⁷ Vgl. Enders (1995), S. 211.

Inspektion anhand der Autokorrelationsfunktion Nichtstationarität bzw. einen Integrationsgrad von eins nahelegt. Für die Kapitalstockreihe zeigt der ADF-Test erst bei der zweiten Differenz Stationarität an, die Teststatistik beträgt -3,29 und ist mit 95 % Wahrscheinlichkeit signifikant (keine Konstante, kein Trend). Die Stationaritätseigenschaften werden bei den späteren Schätzungen zu berücksichtigen sein.

4.3 Schätzung der Investitionsfunktionen

Die Investitionsfunktion, die im zweiten Kapitel hergeleitet wurde, soll nun mit Daten für die Bundesrepublik Deutschland geschätzt werden. Die Schätzung erfolgt in Form eines Fehlerkorrekturmodells als spezieller Parametrisierung eines allgemeinen autoregressiven Distributed-lag Modells. Die exakte Spezifikation ergibt sich aus einer 'general-to-specific' Vorgehensweise, bei der zunächst ein möglichst allgemeines Modell mit einer großen Zahl an Verzögerungen aufgestellt und geschätzt wird. Anschließend wird durch das Auferlegen von Nullrestriktionen auf einzelne Parameter, was anhand von t-Tests überprüft wird, das Modell schrittweise vereinfacht. Es ergibt sich schließlich eine Schätzgleichung, die einen hohen Erklärungsgehalt bei zugleich sparsamer Parametrisierung liefert. Diese Schätzgleichung dient als Referenzmodell, mit dem anschließend die um eine Unsicherheitsvariable ergänzten Gleichungen verglichen werden sollen.

Ausgangspunkt der Schätzung war das Modell in der Form:

$$a(L)\Delta I_t = b(L)\Delta Y_t + c(L)\Delta_2 K_t + \alpha_1 I_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-1} + \alpha_3 \Delta K_{t-1} + \alpha_4 K A_{t-1} + \alpha_5 u_{t-1}$$

Dabei sind $a(L)$, $b(L)$ und $c(L)$ Polynome im Lagoperator L , mit $Lx_t = x_{t-1}$. Als maximale Laglänge wurde ein Wert von fünf vorgegeben. Es wurden hier sowohl die kurzfristigen Variablen in den Veränderungen als auch die langfristige Beziehung in den Niveaus simultan geschätzt. Das endgültige Referenz-Modell erklärt die Investitionen durch die Veränderung des Bruttoinlandsprodukts sowie Verzögerungen der zweiten Differenz des Kapitalstocks (in dieser Form ist die Variable stationär, wie oben gezeigt wurde). Zusätzlich erklärt der langfristige

Zusammenhang zwischen dem Niveau des BIP und der einfachen Veränderung des Kapitalstocks als Fehlerkorrekturterm die Investitionen. Diese Art der Spezifikation ist gerechtfertigt, wenn zwischen den nichtstationären Variablen BIP und Veränderung des Kapitalstocks eine Cointegrationsbeziehung besteht.⁸ Die Tatsache, daß nicht auch die Investitionen in den Niveaus in der Langfristbeziehung auftreten, deutet darauf hin, daß die Kapitalstockreihe gegenüber den Investitionen dominiert. Daneben besitzt auch die Kapazitätsauslastung einen Erklärungsgehalt für die Investitionen, während die Kapitalnutzungskosten sich als nicht signifikant erweisen. Es wird schließlich noch eine Dummyvariable für die ausgedehnten Streiks im Frühjahr 1984 in die Schätzung einbezogen.

Schätzergebnisse für das Fehlerkorrekturmodell: Abhängige Variable ist $\Delta \ln I$

	ohne GARCH	AE(-2)	Q(-1)	Umlauf	Fibor(-2)
$\Delta \ln \text{BIP}$	1,426 (10,39)	1,431 (10,66)	1,435 (10,43)	1,411 (9,96)	1,388 (10,07)
$\Delta_2 \ln \text{K}(-1)$	7,383 (2,70)	7,299 (2,73)	7,765 (2,81)	7,267 (2,64)	6,566 (2,39)
$\Delta_2 \ln \text{K}(-2)$	7,425 (2,68)	6,741 (2,47)	6,801 (2,39)	7,386 (2,65)	5,776 (1,98)
$\Delta_2 \ln \text{K}(-3)$	8,648 (3,18)	7,641 (2,83)	8,389 (3,07)	8,615 (3,15)	8,422 (3,12)
$\ln \text{BIP}(-2)$	-0,061 (-4,35)	-0,057 (-4,14)	-0,059 (-4,14)	-0,061 (-4,25)	-0,066 (-4,64)
$\ln \text{KA}(-1)$	0,096 (4,46)	0,092 (4,34)	0,094 (4,35)	0,096 (4,41)	0,104 (4,75)
$\Delta \ln \text{K}(-1)$	-5,450 (-5,12)	-5,101 (-4,86)	-5,259 (-4,87)	-5,432 (-5,09)	-5,464 (-5,19)
GARCH	---	-0,001 (-2,33)	-0,002 (-0,98)	-0,038 (-0,46)	-0,012 (-1,69)
R ²	70,8%	72,1%	70,8%	70,6%	71,4%
Autokorrelation	5,06	3,62	4,48	4,47	5,46
Heteroskedastizität	26,41	26,64	26,01	29,12	27,97
t	1,49	0,52	1,86	1,88	3,53
Normalverteilung					

Erläuterungen s. folgende Seite.

⁸ Vgl. Engle und Granger (1987).

noch Schätzergebnisse

	DAX (-1)	EXR (-2)	GE=	GE+ (-2)	GE-
$\Delta \ln \text{ BIP}$	1,438 (10,39)	1,411 (10,51)	1,478 (9,95)	1,476 (9,99)	1,470 (10,39)
$\Delta_2 \ln \text{ K}(-1)$	7,593 (2,76)	6,841 (2,55)	6,415 (2,17)	---	5,709 (1,95)
$\Delta_2 \ln \text{ K}(-2)$	7,617 (2,73)	6,754 (2,48)	7,974 (2,62)	9,200 (3,09)	7,568 (2,54)
$\Delta_2 \ln \text{ K}(-3)$	9,005 (3,25)	7,329 (2,70)	---	6,925 (2,35)	---
$\ln \text{ BIP}(-2)$	-0,060 (-4,15)	-0,065 (-4,69)	-0,060 (-3,92)	-0,059 (-3,88)	-0,057 (-3,83)
$\ln \text{ KA}(-1)$	0,094 (4,32)	0,102 (4,81)	0,094 (4,05)	0,095 (4,09)	0,088 (3,89)
$\Delta \ln \text{ K}(-1)$	-5,433 (-5,10)	-5,350 (-5,15)	-4,703 (-4,25)	-5,402 (-5,09)	-4,151 (-3,66)
GARCH	-0,734 (-0,76)	-0,003 (-2,37)	-0,0005 (-2,29)	-0,002 (-2,04)	-0,0003 (-2,78)
R ²	70,7%	72,2%	69,6%	70,4%	71,5%
Autokorrelation	5,71	4,83	4,14	3,21	6,00
Heteroskedastizität	28,68	23,17	27,26	37,76	19,84
t	1,59	1,41	4,69	0,16	5,99
Normalverteilung					

Die Werte in Klammern bei den Schätzwerten geben die t-Statistik an, ansonsten Anzahl der Verzögerungen. Das R² ist korrigiert um Freiheitsgrade. Die angegebenen Werte der Teststatistiken sind Beobachtungswerte mal R² der entsprechenden Testschätzungen. Test auf Autokorrelation: LM-Tests nach Breusch-Godfrey (vier Verzögerungen); Test auf Heteroskedastizität: LM-Test nach White; Test auf Normalverteilung der Residuen: Jarque-Bera Test.

Die Ergebnisse für das Referenzmodell deuten auf eine sinnvolle Schätzung hin. Der Erklärungsgehalt des Modells liegt mit knapp 71 % im Rahmen der mit saisonbereinigten Daten erreichbaren Möglichkeiten. Ähnliche Größenordnungen finden sich auch bei Cuthbertson und Gasparro (1995) und Hansen (1993, S. 205). Die Tests der Residuen deuten darauf hin, daß keine Autokorrelation im Modell vorhanden ist, allerdings scheint Heteroskedastizität vorzuliegen, da die Teststatistik die Nullhypothese ablehnt, die Residuen seien homoskedastisch und unabhängig von den Regressoren. Eine optische Analyse der Residuen zeigt, daß besonders Anfang der siebziger Jahre starke Schwankungen in den Residuen vorliegen. Ursächlich hierfür sind möglicherweise die tiefgreifenden

Umwälzungen die seinerzeit stattfanden (Ende des Bretton-Woods-Systems, erster Ölpreisschock). Demgegenüber legt der Jarque-Bera Test nahe, daß die Residuen der Schätzgleichung normalverteilt sind.

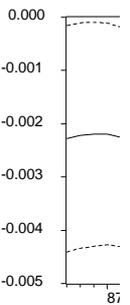
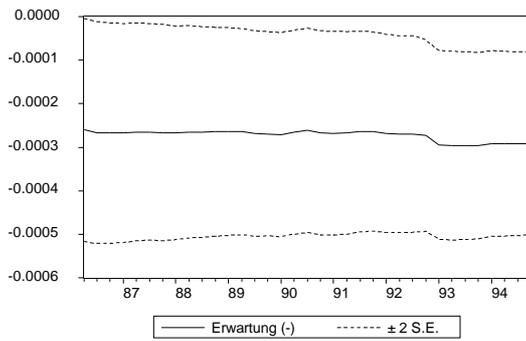
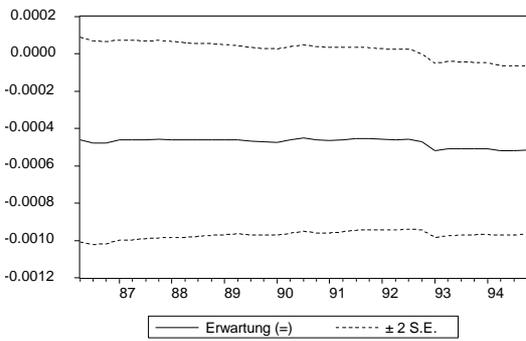
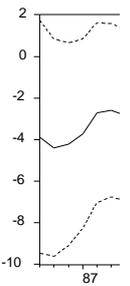
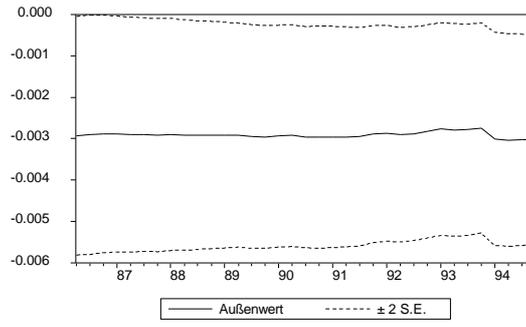
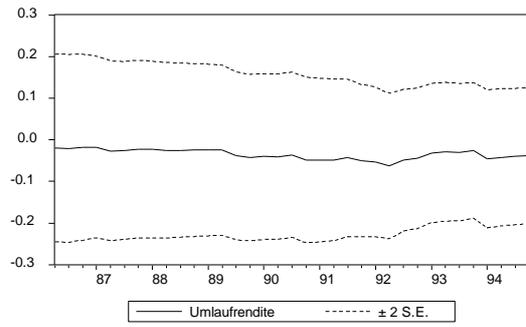
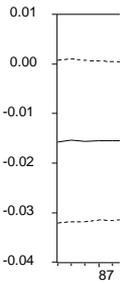
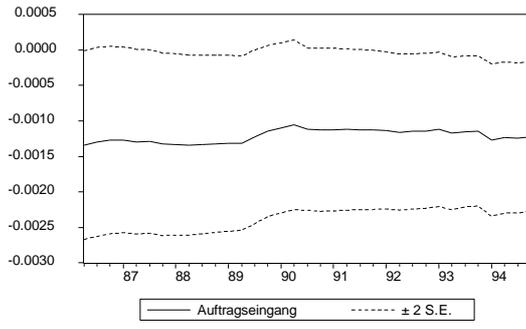
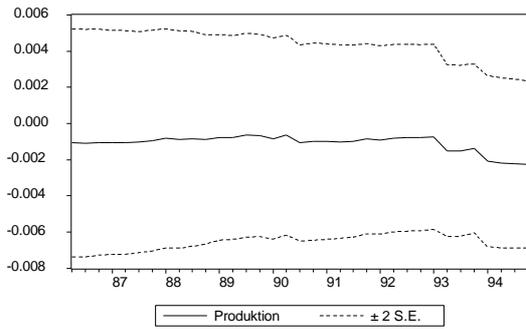
Die Schätzgleichungen unter Berücksichtigung der Unsicherheitsvariablen zeigen gemischte Ergebnisse. Zunächst weisen sämtliche Schätzungen ein negatives Vorzeichen für den Unsicherheitsparameter aus, wobei die Signifikanz des Schätzwertes für die Produktion, die Umlaufrendite und den Deutschen Aktienindex für normalerweise angenommene Niveaus nicht gegeben ist, und auch die aus dem Fibo ermittelte Variable weist nur eine geringe Signifikanz auf. Für die übrigen Modelle kann die Nullhypothese für die Unsicherheitsvariable allerdings deutlich abgelehnt werden. Bei den Geschäftserwartungsreihen fällt jedoch auf, daß die Berücksichtigung der Unsicherheit auf die dynamische Struktur des Modells einwirkt. Die Verzögerungen der zweiten Differenz des Kapitalstocks verlieren teilweise ihre Signifikanz. Es ergibt sich hieraus aber keine tiefgreifende Änderung des Modells.

Die Teststatistiken deuten zudem für alle Schätzungen nicht auf eine wesentliche Verschlechterung der Modelleigenschaften hin. Es läßt sich also feststellen, daß die Unsicherheit gemessen durch die bedingten Varianzen aus verschiedenen makroökonomischen Zeitreihen kurzfristig eine negative Wirkung auf die Investitionstätigkeit ausübt.

Die Stabilität der Koeffizientenschätzungen der GARCH-Variablen soll im folgenden überprüft werden. Zu diesem Zweck werden die rekursiven Schätzwerte für den Zeitraum 1986 erstes Quartal bis 1994 viertes Quartal zusammen mit einem Band von der Breite des doppelten Standardfehlers abgetragen. Es zeigt sich hieran, daß die bereits bei den Schätzungen aufgetretenen Insignifikanzen für den gesamten hier untersuchten Zeitraum gelten. Mit Ausnahme der auf dem Deutschen Aktienindex beruhenden Reihe (in diesem Fall ist zu vermuten, daß der Börsenkrash des Jahres 1987 für eine Verzerrung der Schätzung sorgt) zeigen alle Schätzparameter einen mehr oder weniger gleichmäßigen Verlauf.

Auffällig ist zudem, daß sämtliche rekursiven Koeffizienten im negativen Bereich liegen und es insbesondere zu keinen Vorzeichenwechseln kommt. Dies kann als

Rekursive Koeffizienten der GARCH-Variablen:



weiterer Hinweis gewertet werden, daß die Unsicherheit negativ auf die Investitionstätigkeit wirkt.

Möglicherweise hat sich durch die deutsche Wiedervereinigung ein Strukturbruch ergeben, der zu einer Instabilität in der Schätzung führt. Dieser Frage soll durch die Aufteilung der vorliegenden Datenmenge auf zwei Zeiträume nachgegangen werden. Zunächst wird eine Schätzung für den Zeitraum 1968 erstes Quartal bis 1989 viertes Quartal durchgeführt und das Modell anschließend zur Prognose für die nachfolgenden fünf Jahre herangezogen. Dieses auch als Chow-Test bekannte Verfahren testet ein Modell unter der Nullhypothese, daß die Parameter unverändert auch für den Prognosezeitraum gelten. Die Teststatistik ist F-verteilt mit $(T-\tau)$ und $(\tau-m)$ Freiheitsgraden, wobei T die Anzahl der gesamten Beobachtungszeitpunkte bezeichnet, τ ist die Anzahl der Beobachtungswerte im Schätzzeitraum und m ist die Anzahl der erklärenden Variablen im Modell. Zusätzlich ist hier die Teststatistik eines Likelihood-Ratio Tests angegeben, bei dem die Werte des Prognosezeitraums durch Dummyvariablen mit den Werten des Schätzzeitraums verbunden werden. Dieses unrestringierte Modell wird verglichen mit einem restringierten Modell, das über den gesamten Beobachtungszeitraum geschätzt wird. Der Test ist asymptotisch χ^2 -verteilt mit m Freiheitsgraden.

Tabelle 3: Chow-Test

Schätzmodell	F-Teststatistik	Likelihood-Ratio-Statistik
ohne GARCH	0,64 (86,7%)	16,30 (69,8%)
AE(-2)	0,60 (90,3%)	15,41 (75,3%)
Q(-1)	0,59 (90,5%)	15,32 (75,7%)
Umlauf	0,63 (87,3%)	16,31 (69,7%)
Fibor(-2)	0,73 (77,7%)	18,68 (54,3%)
DAX (-1)	0,66 (85,2%)	16,88 (66,1%)
EXR(-2)	0,66 (85,5%)	16,83 (66,4%)
GE=	0,50 (95,8%)	13,09 (87,3%)
GE-	0,48 (96,5%)	12,64(89,2%)
GE+ (-2)	0,74 (77,5%)	18,77 (53,7%)

In Klammern sind die Wahrscheinlichkeitswerte für die Nullhypothese angegeben.

Auch anhand dieser Testergebnisse läßt sich schließen, daß das Modell sowohl ohne als auch mit Berücksichtigung von Unsicherheitsvariablen eine hinreichende Stabilität aufweist. Die Nullhypothese, daß die Schätzgleichungen über die deutsche Wiedervereinigung hinaus Gültigkeit besitzen, kann jedenfalls für kein Modell abgelehnt werden.

5. Ausblick

Der Einfluß von Unsicherheit auf das Investitionsverhalten ist in jüngster Zeit verstärkt in die Diskussion gekommen. Im Rahmen eines gesamtwirtschaftlichen Modells konnte hier gezeigt werden, daß eine Approximation der Unsicherheit mit Hilfe der bedingten Varianz verschiedener die Investitionen beeinflussender Variablen zu sinnvollen Ergebnissen führt. Insbesondere ergibt sich eine negative Abhängigkeit, was die theoretischen Modelle unterstützt, die die Möglichkeit einer Sachinvestition als eine Realoption betrachten und bei denen eine Zunahme der Unsicherheit zu einer zeitlichen Verschiebung der Investitionsdurchführung führt. Die hier dargestellte Vorgehensweise läßt Raum für vielfältige Ergänzungen. Drei mögliche Richtungen für weitere Untersuchungen in diesem Zusammenhang halte ich für vordringlich:

- Mögliche Asymmetrien innerhalb des Konjunkturverlaufs, die zu entsprechenden Asymmetrien in der GARCH-Modellierung führen, sind einzubeziehen. Es ist zu vermuten, daß die Bedeutung der Unsicherheit in den verschiedenen Konjunkturphasen unterschiedlich ist. So könnte etwa durch eine Unterscheidung zwischen Aufschwung- und Abschwungphasen getestet werden, ob sich das jeweilige Investitionsverhalten auf phasenspezifische Unsicherheit zurückführen läßt.
- Weitere Quellen der Unsicherheit sollten berücksichtigt werden, wobei etwa an außenwirtschaftliche Einflüsse (über den Wechselkurs hinaus) und an Maßnahmen der Wirtschafts- bzw. Steuerpolitik zu denken ist.
- Entgegen der einzelwirtschaftlichen Formulierung des Realoptionsmodells werden hier gesamtwirtschaftliche Zusammenhänge getestet, was ohne ein Aggregationsmodell nicht ohne weiteres konsistent ist. Außer dem formallogischen Fehler entstehen schätztechnische Schwierigkeiten aufgrund von Heterogenität der Unternehmen und von Meßfehlern, die zu verzerrten Schätzwerten führen können. Durch die Verwendung von Paneldaten könnte eine größere Nähe zum theoretischen Modell erreicht werden. Möglicherweise genügt es bereits sektorale Daten zu verwenden.

Anhang

Bezeichnung	Einheit	Quelle	Sonstiges	Kürzel
Unternehmensinvestitionen	Mrd. DM in Preisen von 1991	Statistisches Bundesamt	Ausrüstungs- und Wirtschaftsbauinvestitionen; Vierteljahreswerte für Westdeutschland	I
Bruttoinlandsprodukt	Mrd. DM in Preisen von 1991	Statistisches Bundesamt	Vierteljahreswerte für Westdeutschland	BIP
Kapitalstock	Mrd. DM in Preisen von 1991	Statistisches Bundesamt	Jahreswerte für Westdeutschland; Bruttoanlagevermögen der Unternehmen ohne Wohnungsvermietung. Die Veränderungen zwischen zwei Jahren wurden gleichmäßig auf die Quartale verteilt.	K
Produktion im Verarbeitenden Gewerbe	Index, 1991=100	Statistisches Bundesamt	Monatswerte, arbeitstäglich bereinigt	Q
Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe	Index, 1991=100	Statistisches Bundesamt	Monatswerte	AE
Kapazitätsauslastung	%-Punkte	Ifo-Institut	Vierteljahreswerte für das Verarbeitende Gewerbe in Westdeutschland	KA
Geschäftserwartungen	%-Punkte	Ifo-Institut	Zahlen für das Verarbeitende Gewerbe in Westdeutschland. Anteil der jeweiligen Antwortklasse "besser", "schlechter", "unverändert" an den gesamten Antworten.	GE+, GE-, GE=
Deutscher Aktienindex	Index, Dezember 1987 = 100	Stehle, R. u. a. (1996)	Monatswerte	DAX
Realer Außenwert der DM	Index, Ende 1972 = 100	Dt. Bundesbank	Gewogener Außenwert gegenüber 18 Industrieländern, mit Verbraucherpreisindex bereinigt.	EXR
Dreimonatszins	%-Punkte	Dt. Bundesbank	Monatsdurchschnitt	Fibor
Umlaufrendite	%-Punkte	Dt. Bundesbank	Monatsdurchschnitt	Umlauf

Literaturverzeichnis

- Abel, A. B. (1983), Optimal Investment under Uncertainty, in: American Economic Review, Band 73, S. 228 -233.
- Abel, A. B. (1985), A Stochastic Model of Investment, Marginal Q and the Market Value of the Firm, in: International Economic Review, Band 26, S. 305 - 322.
- Batchelor, R. und Dua, P. (1993), Survey vs ARCH Measures of Inflation Uncertainty, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Band 55, S. 341 - 353.
- Bera, A. K. und Higgins, M. L. (1993), ARCH Models: Properties, Estimation and Testing, in: Journal of Economic Surveys, Band 7, S.305 - 362.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, in: Journal of Econometrics, Band 72, S. 307 - 327.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y. und Kroner, K. F. (1992), ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence, in: Journal of Econometrics, Bd. 52, S. 5 - 59.
- Bollerslev, T., Engle, R. F. und Nelson, D. B. (1994), ARCH Models, in R. F. Engle und D. L. McFadden (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Vol. 4,
- Chao, S.-W. und Cheung, K.-N. (1992), A Model of Investment and Capacity Utilization, Discussion Paper Nr. 9204, The Institute of Economics, Academia Sinica, Nankang, Taipei, Taiwan.
- Cuthbertson, K. und Gasparro D. (1995), Fixed Investment Decisions in UK Manufacturing: The Importance of Tobin's Q, Output and Debt, in: European Economic Review, Band 39, S. 919 - 941.
- Dixit, A. und Pindyck, R. S. (1994), Investment under uncertainty, Princeton, New Jersey.
- Driver, C. und Moreton, D. (1991), The influence of uncertainty on UK manufacturing investment, in: The Economic Journal, Band 101, S. 1452-1459.
- Döpke, J. u. a. (1994), Konjunkturelle Frühindikatoren in Deutschland, in: Konjunkturpolitik, Heft 2, S. 135-153
- Enders, W. (1995), Applied econometric time series, New York u.a.
- Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, in: Econometrica, Band 50, S. 987 - 1008.
- Engle, R. F. und Granger, C. W. (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, in: Econometrica, Band 55, S. 251 - 276.

- Ferderer, J. P. (1993), The Impact of Uncertainty on Aggregate Investment Spending: An Empirical Analysis, in: Journal of Money, Credit and Banking, Band 25, S. 30 - 48.
- Feichtinger, G. und Hartl, R. F. (1986), Optimale Kontrolle und ökonomische Prozesse; Berlin, New York.
- Flaig, G. (1994), Die Modellierung des Einkommens- und Zinsrisikos in der Konsumfunktion: Ein empirischer Test verschiedener ARCH-M Modelle, Beitrag Nr. 122 des Institut für Volkswirtschaftslehre an der Universität Augsburg.
- Hansen, G. (1993), Quantitative Wirtschaftsforschung, München.
- Hansen, L. P. (1982), Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators, in: Econometrica, Band 50, S. 1029 - 1054.
- Leahy, J. V. und T. M. Whited (1995), The Effect of Uncertainty on Investment: some stylized facts; Working Paper No. 4986 des National Bureau of Economic Research.
- Maddala, G. S. (1992), Introduction to econometrics, 2. Aufl., Englewood Cliffs, New Jersey.
- Rich, R. W., Raymond, J. und Butler, J. S. (1991), Generalized instrumental variables estimation of autoregressive conditional heteroskedastic models, in: Economics Letters, Band 35, S. 179-185.
- Seppelfricke, P. (1995), Investitionstheorien unter Unsicherheit, Institut für Statistik und Ökonometrie, Kiel.
- Stehle, R., Huber, R. und Maier, J. (1996), Rückberechnung des DAX für die Jahre 1955 bis 1987, in: Kredit und Kapital, Band 29, S. 277ff.