

Nastansky, Andreas

Working Paper

Modellierung und Schätzung von Vermögenseffekten im Konsum

Statistische Diskussionsbeiträge, No. 27

Provided in Cooperation with:

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Potsdam

Suggested Citation: Nastansky, Andreas (2007) : Modellierung und Schätzung von Vermögenseffekten im Konsum, Statistische Diskussionsbeiträge, No. 27, Universität Potsdam, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Potsdam, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:517-opus-14212>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/337335>

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.

UNIVERSITÄT POTSDAM

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 27

Andreas Nastansky

**Modellierung und Schätzung von
Vermögenseffekten im Konsum**



Potsdam 2007

ISSN 0949-068X

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 27

Andreas Nastansky

Modellierung und Schätzung von Vermögenseffekten im Konsum

Herausgeber : Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe, Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Potsdam
Postfach 90 03 27, D-14439 Potsdam
Tel. +49 (0) 331 977-3225
Fax. +49 (0) 331 977-3210
Email : strohe@uni-potsdam.de
2007, ISSN 0949-068X

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Überblick über den Stand der Forschung.....	3
3	Theoretische Grundlagen	5
3.1	Transmissionsmechanismus Vermögen, Vermögenspreise und Konsum.....	5
3.2	Vermögenseffekte im Konsum.....	9
4	Modellierung der Vermögenseffekte im Konsum	13
4.1	Intertemporale Budgetbeschränkung.....	14
4.2	Permanente Einkommenshypothese (PIH).....	16
4.3	Lebenszyklushypothese (LCH)	20
4.4	Lebenszyklushypothese als multikointegrierte Konsumfunktion	26
4.5	Trägheitsannahme des Konsumwachstums.....	27
5	Ökonometrische Methodologie.....	29
5.1	EG2 von Engle und Granger	30
5.2	Dynamisches OLS nach Stock und Watson	31
5.3	Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) und Johansen-Verfahren	33
6	Statistische Datenbasis	36
7	Empirische Ergebnisse.....	42
7.1	Empirische Ergebnisse ausgewählter Studien	42
7.2	Empirische Ergebnisse für Deutschland.....	48
7.2.1	Test auf Integration	48
7.2.2	Ergebnisse EG2	53
7.2.3	Ergebnisse DOLS	58
7.2.4	Test auf Parameterstabilität	61
7.2.5	Ergebnisse VECM.....	62
7.2.6	Ergebnisse Impuls-Antwort-Analyse	67
7.3	Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse.....	70
8	Geldpolitische Implikationen	73
9	Zusammenfassung	79

Abkürzungsverzeichnis

ADF	Augmented Dickey-Fuller-Test
BG	Breusch-Godfrey-Test
BRD	Bundesrepublik Deutschland
CAY	Konsum-Vermögensrelation
CUSUM	Cumulative Sum of Residuals
CUSUMSQ	CUSUM of Squares
DAX	Deutscher Aktienindex
DF	Dickey-Fuller-Test
DOLS	Dynamisches OLS
DW	Durbin-Watson-Statistik
ECM	Fehlerkorrekturmodell
EG2	Zweistufiges Verfahren von Engle und Granger
EU	Europäische Union
EWU	Europäische Wirtschafts- und Währungsunion
EZB	Europäische Zentralbank
GQ	Goldfeld-Quandt-Test
I(1)	Integrationsgrad Eins
JB	Jarque-Bera-Test
LCH	Life Cycle Hypothesis, Lebenszyklushypothese
LC/PIH	Life Cycle/Permanent Income Hypothesis, Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese
MEW	Mortgage Equity Withdrawl
ML	Maximum Likelihood
MPC	Marginal Propensity to Consume, Marginale Konsumneigung
NLS	Nichtlineare Methode der Kleinsten Quadrate
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit in Europa
OLS	Ordinary Least Squares, Gewöhnliche Methode der Kleinsten Quadrate
Q	Quartal
PIH	Permanent Income Hypothesis, Permanente Einkommenshypothese
R^2_k	Korrigierte Bestimmtheitsmaß
REIT	Real Estate Investment Trust
SBC	Schwarz-Bayes-Kriterium
SURE	Seemingly Unrelated Regression Estimation
VAR	Vektorautoregressives Modell
VECM	Vektorfehlerkorrekturmodell
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung
VPI	Verbraucherpreisindex

1 Einleitung

Der zeitweilig starke Anstieg der Indizes an den internationalen Aktienmärkten infolge der expandierenden Weltwirtschaft seit Anfang der 90er Jahre sowie die seit der Jahrtausendwende beobachtbare, nach oben gerichtete Preisdynamik auf den internationalen Immobilienmärkten – mit der Folge einer dramatischen Zunahme der Vermögenswerte in den Händen der privaten Haushalte, veranlasst die Wirtschaftsforscher und wirtschaftspolitisch Handelnden den Zusammenhang zwischen dem Vermögen der Wirtschaftssubjekte und ihren Konsumausgaben empirisch genauer zu untersuchen. Schwankungen im Wert des Vermögens – hervorgerufen durch steigende oder fallende Vermögenspreise – beeinflussen das Konsumverhalten der Haushalte und können dadurch den Konjunkturverlauf positiv wie negativ stimulieren. Darüber hinaus ist zu befürchten, dass die realwirtschaftlichen Auswirkungen übermäßiger Vermögenspreisbewegungen die Entwicklung der Verbraucherpreise beeinflussen und somit vorhandene inflationäre wie deflationäre Tendenzen verstärken. Nicht zuletzt hängt die Wirksamkeit der Geldpolitik der Zentralbanken vom Verständnis der Transmission geldpolitischer Impulse über die Märkte für Vermögensgüter ab. Die Geldpolitik sollte Augenmerk auf die Entwicklung der Aktien- und Immobilienmärkte legen, da Preisbewegungen auf diesen Märkten Auswirkungen auf die volkswirtschaftliche Größe Konsum entfalten und letztendlich auf das Ziel der mittelfristigen Preisniveaustabilität einwirken.

In der Literatur wird üblicherweise eine positive Beziehung zwischen den Konsumausgaben als dominierender Bestandteil der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage und dem Vermögen der privaten Haushalte unterstellt. Dieses, auch als Vermögenseffekt bekannte, theoretische Konzept geht auf die Arbeiten von Friedman (1957) zur Permanenten Einkommenshypothese (PIH) sowie auf Modigliani und Brumberg (1954) und Ando und Modigliani (1963) zur Lebenszyklushypothese (LCH) zurück. Nach den Überlegungen von Ando, Brumberg und Modigliani (1954, 1963) richten die privaten Wirtschaftssubjekte ihren Konsum an dem über den gesamten Lebenszyklus zur Verfügung stehenden Lebenszeiteinkommen aus. Demzufolge ist nicht allein das laufende Einkommen, sondern das Gesamtvermögen maßgebliche Bestimmungsgröße der laufenden Konsumausgaben. Wird das Gesamtvermögen in seine Bestandteile Gegenwartswert der zukünftigen erwarteten Arbeitseinkommen und Finanz- und Sachvermögen zerlegt, ergibt sich, dass Änderungen der Preise für Vermögensgüter über intertemporale Optimierungskalküle den Konsum beeinflussen können.

Die vorliegende Arbeit analysiert den Einfluss des Einkommens und der Vermögenspreise auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland seit der Wiedervereinigung. Die Grundlage der Schätzung der Vermögens(preis)effekte bildet die Annahme, dass die Vermögenspreise, das verfügbare Einkommen und der Konsum einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen, d.h. sie sind kointegriert. Im Gegensatz zur Lebenszyklushypothese wird nicht das Vermögen selbst, sondern die Vermögenspreise – Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex (DAX) und der Wohnimmobilienindex der BulwienGesa AG – als Proxy für das in der BRD unterjährig statistisch nicht exakt erfasste Vermögen der privaten Haushalte als erklärende Größen in die Konsumfunktion aufgenommen. Das Untersuchungsziel dieser Arbeit besteht in der statistischen Analyse der Auswirkungen der Vermögenspreisschwankungen auf den Konsum – unabhängig von der individuellen Vermögenssituation der Haushalte. Die disaggregierte Analyse ermöglicht die

Untersuchung separater Einflüsse der Aktienkurse und Preise für Wohnimmobilien als Indikatoren verschiedener Vermögenskomponenten (Aktien- und Immobilienvermögen) auf den Konsum. Folgende Thesen werden in dieser Arbeit überprüft:

- (1) Konsum, Einkommen und Vermögen entwickeln sich langfristig in einer gleichgewichtigen Beziehung – modelliert mit Hilfe einer Konsumfunktion.
- (2) Im wiedervereinigten Deutschland lassen sich den Konsum stimulierende Vermögens(preis)effekte nachweisen.
- (3) Der Vermögenseffekt aus den Wohnimmobilienpreisen übertrifft den Vermögens-effekt aus der Aktienkursentwicklung.
- (4) Die Schätz- und Testverfahren auf Kointegration bringen Vermögenseffekte in unterschiedlicher Quantität hervor.
- (5) Der Konsum trägt neben den Vermögenspreisen zur Anpassung an das langfristige Gleichgewicht bei.
- (6) Steigende Zinsen am Geldmarkt wirken dämpfend auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte ein.

Eine Besonderheit stellen die unterjährigen Daten zum Wohnimmobilienmarkt dar. Da der deutsche Wohnimmobilienmarkt durch eine geringe Transparenz gekennzeichnet ist, wurde die Quartalszeitreihe der Wohnimmobilienpreise mit Hilfe eines kubischen Splines aus der entsprechenden Zeitreihe mit jährlicher Periodizität gebildet.¹

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Im Anschluss an einen kurzen Überblick über den Stand der wissenschaftlichen Forschung erläutern wir in Abschnitt drei den Zusammenhang zwischen Konsum, Vermögen und seinen Preisen und stellen in Kapitel vier die unterschiedlichen Möglichkeiten der Modellierung der Vermögenseffekte im Konsum dar. Dem schließt sich in Kapitel fünf die Darstellung der Kointegrationsmethodologie sowie der Schätz- und Testverfahren auf Kointegration an. Nachdem in Abschnitt sechs die Datenbasis aufgezeigt wird, werden in Kapitel sieben die Ergebnisse empirischer Studien ausgewählter Länder Europas und der Vereinigten Staaten sowie die Resultate der eigenen Untersuchung für Deutschland vorgestellt und kritisch diskutiert. Anschließend werden die Implikationen für die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank herausgearbeitet.

¹ Vgl. Kauffmann und Nastansky (2006).

2 Überblick über den Stand der Forschung

In den 50er und 60er Jahren wurde der Zusammenhang zwischen Konsum und Vermögen erstmals eingehend analysiert. Während in zahlreichen Studien² der Einfluss der Geldpolitik auf die Vermögensmärkte nachgewiesen werden konnte, war die realwirtschaftliche Bedeutung des Vermögens und seiner Preise zwar theoretisch beschrieben, der empirische Nachweis wurde jedoch erst mit dem Aufkommen neuerer Entwicklungen in der Ökonometrie zum Thema Kointegration erbracht. Ausgehend von den Überlegungen von Patinkin zum Realkassenhaltungseffekt, in dem über die Sparneigung ein direkter Einfluss der realen Geldmenge auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte beschrieben wurde, legten Friedman (1957) mit der Permanenten Einkommenshypothese und Brumberg und Modigliani (1954) und Ando und Modigliani (1963) mit der Lebenszyklushypothese die Basis für die weiteren Untersuchungen der Auswirkungen des Vermögens der Wirtschaftssubjekte auf ihre Konsumausgaben. So wies Modigliani (1971) einen signifikant positiven Vermögenseffekt im Konsum für die Vereinigten Staaten nach. Ein Anstieg des Vermögens um einen Dollar lässt die Konsumausgaben um fünf Cent ansteigen. Im Zuge der rasant steigenden Aktienmärkte zu Beginn der 90er Jahre und neuerer Entwicklungen auf dem Gebiet der Zeitreihenökometrie zur Kointegration ökonomischer Prozesse Ende der 80er Jahre gewann das Thema der Vermögenseffekte im Konsum wieder an Bedeutung. Eine Vielzahl ökonometrischer Untersuchungen insbesondere Bezug nehmend auf die USA erschien.³ Die einzelnen Studien unterschieden sich in der Art des analysierten Vermögenseffektes, der gewählten Modellspezifikationen, der angewandten ökonometrischen Verfahren sowie der verwendeten Daten der zu untersuchenden Länder und Beobachtungszeiträume. Während in den 90er Jahren primär die Frage nach dem Einfluss des aggregierten Vermögens bzw. des Aktien- oder Finanzvermögens auf den Konsum im Vordergrund stand und für die USA Vermögenseffekte in der Höhe von drei bis fünf Cent auf einen Dollar Vermögenszuwachs nachgewiesen wurde⁴ und im Vergleich empirische Untersuchungen⁵ für zahlreiche europäische Länder Vermögenseffekte in der Größenordnung von ein bis drei Cent ermittelten⁶; gewann die Quantifizierung der Auswirkungen der stark steigenden Preise für Immobilien, in weiten Teilen der Welt, auf die Realwirtschaft seit der Jahrtausendwende zunehmend an Bedeutung.⁷ Unter anderem ermittelten Andre et al. (2004) eine signifikant positive Einflussnahme des in Wohnimmobilien gehaltenen Vermögens, vereinzelt auch die Wohnimmobilienpreise als Proxy, auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte in Großbritannien und Frankreich. Zuvor schätzten Girouard und Blöndal (2001) in einer Mehrländeranalyse marginale Konsumneigungen aus dem Wohnimmobilienvermögen in einer Spanne von fünf bis acht Cent je Euro Vermögenszuwachs. Neuere länderübergreifende panelökometrische Untersuchungen disaggregierter Vermögenseffekte gelangten zu widersprüchlichen Resultaten. Case et al. (2004) wiesen für ein Panel aus 14 Staaten (USA,

² Einen allgemeinen Überblick sowie eine empirische Untersuchung des Einflusses geldpolitischer Impulse auf den deutschen Aktienmarkt vermittelt Rohweder (2000).

³ Unter anderem Ludvigson und Steindel (1999), Mankiw und Zeldes (1990), Muellbauer und Lattimore (1998) und Poterba und Samwick (1995).

⁴ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999).

⁵ Vgl. Boone et al. (1998).

⁶ Die Ergebnisse wurden zurückgeführt auf die geringere Verbreitung der Aktie als Anlageform und die im Vergleich zu den USA deutlich niedrigere Marktkapitalisierung der europäischen Börsen.

⁷ Eine ausführliche Darstellung der Bedeutung der Immobilienmärkte für die Realwirtschaft ist in der Studie des HM Treasury aus dem Jahr 2003 enthalten.

Kanada und 12 europäische Länder) einen relativ stärkeren Einfluss des Immobilienvermögens – im Vergleich zum Aktienvermögen – auf den Konsum der privaten Haushalte nach. Demgegenüber erhielten Ludwig und Sløk (2002, 2004) für ein Panel aus 16 OECD-Ländern ein konträres Ergebnis. Die geschätzten Elastizitäten aus den Wohnimmobilienpreisen waren ungefähr halb so hoch wie die aus den Aktienkursen. Es zeigte sich, dass Staaten mit Universalbankensystem wie Deutschland und Frankreich gegenüber Staaten mit Trennbankensystem wie die USA und Großbritannien sich insgesamt durch deutlich schwächere Vermögenseffekte auszeichnen. Darüber hinaus stellten sie fest, dass die Vermögenseffekte im Konsum über die Zeit an Stärke gewannen.

Auf Deutschland bezogen kam u.a. Hassler (2001) – mit Hilfe einer alternativen Modellierung des Vermögenseffektes über die Kumulation der Ersparnis anstelle des Vermögens – zum Ergebnis, dass vermögensinduzierte Konsumeffekte nur in geringem Maße auftreten. Die Spartätigkeit der Vergangenheit, d.h. Vermögen in der Gegenwart, wirkt negativ auf die aktuelle Spartätigkeit; respektive positiv auf die laufenden Konsumausgaben der privaten Haushalte. Auch die Wiedervereinigung konnte die Multikointegration zwischen Konsum, Einkommen und Vermögen als kumulative Ersparnis nicht verwerfen.

Neben dem traditionellen Vorgehen der Kointegration- bzw. der Multikointegrationsanalyse bietet der von Carroll (2004) und Carroll et al. (2006) popularisierte Ansatz des „Sluggishness of Consumption Growth“ eine alternative Möglichkeit Vermögenseffekte im Konsum zu schätzen.⁸ Unter der Annahme, dass das Konsumwachstums nur träge auf Schocks reagiert, wird die Konsumdynamik mit Hilfe von vielfältigen Instrumentvariablen wie dem Einkommenswachstum der Vorperiode, den Zinssätzen, das Verbrauchervertrauen und dem Vermögen – die sich möglichst durch eine hohe Indikatorqualität bezüglich des Konsumwachstums auszeichnen sollen – geschätzt und in die marginale Neigung des Konsum in Bezug auf das Vermögen umgerechnet. Die empirischen Ergebnisse für eine Reihe ausgewählter Länder unterscheiden sich nur geringfügig von der Modellierung mit Hilfe der Kointegrationsmethodologie.⁹

Lettau und Ludvigson (2001, 2004) wenden sich in ihren empirischen Studien einer bisher meist vernachlässigten Problematik zu. Ausgehend von der Permanenten Einkommenshypothese differenzieren sie Vermögensänderungen in eine permanente und transitorische Komponente und argumentieren, dass einzig eine dauerhafte Veränderung des Vermögens Wirkung auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte entfaltet. Temporäre Vermögensschwankungen sollten demnach keinen Einfluss auf das Konsumverhalten nehmen und spiegeln sich in einer zeitvariablen Konsum-Vermögensrelation, der sogenannten CAY, wieder. Hamburg et al. (2005) stellten für die Bundesrepublik fest, dass Vermögenspreisänderungen keine nennenswerten Auswirkungen auf den Konsum der privaten Haushalte entfalten und zeigten, dass Konsumschocks vor allem aus nachhaltig wirkenden Veränderungen im verfügbaren Einkommen resultieren.

Ein Diskurs grundsätzlicher Natur bezüglich der realwirtschaftlichen Auswirkungen des Vermögens und seiner Preise wurde von Poterba und Samwick (1995) und in abgeschwächter Form von Ludvigson und Steindel (1999) eröffnet. Ihre Argumentation lässt sich wie folgt zusammenfassen: Der vielfach statistisch nachgewiesene Zusammenhang zwischen den

⁸ Im Rahmen dieses Diskussionsbeitrages wird auf die Schätzung der Vermögenseffekte im Konsum für Deutschland mit Hilfe der Trägheitsannahme des Konsumwachstums verzichtet.

⁹ Vgl. Slacalek (2006).

Vermögenspreisen und den Konsumausgaben ist Ergebnis der Eigenschaft der Vermögenspreise als Vorlaufindikator der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung und weniger Ausdruck eines kausalen Zusammenhangs. Beide Variablen reagieren in unterschiedlicher zeitlicher Abfolge auf gemeinsame ökonomische Faktoren. Dem steht die Sichtweise der Mehrheit der Autoren gegenüber, die die erhaltenen Regressionsresultate auf die Existenz realwirtschaftlich begründeter Vermögenseffekte im Konsum zurückführen. Unterstützung findet diese Interpretation, der meist auf der Grundlage von hoch aggregierten Daten gewonnenen Ergebnisse, durch Analyse von Mikrodatsätzen auf der Haushaltsebene. Zum Beispiel fanden Maki und Palumbo (2001) bei der Auswertung der Daten des Survey of Consumer Finance für die Vereinigten Staaten Evidenz, dass die Konsumausgaben der beobachteten Haushalte mit Aktienvermögen stärker auf Kursbewegungen an den Aktienmärkten reagieren als Haushalte ohne Aktienbesitz. Ökonometrische Analysen auf der Basis von Mikrodaten für die Bundesrepublik blieben auf Grund der unzureichenden amtlichen Datenbasis bisher aus.

3 Theoretische Grundlagen

3.1 Transmissionsmechanismus Vermögen, Vermögenspreise und Konsum

Das Vermögen und seine Preise beeinflussen im Rahmen des monetären Transmissionsprozesses auf vielfältigem Wege die Konsumnachfrage der Wirtschaftssubjekte. Die theoretischen Grundlagen der Vermögenseffekte im Konsum bilden die Permanente Einkommenshypothese und die Lebenszyklushypothese. Demnach hängen die Konsumausgaben der privaten Haushalte nicht nur vom laufenden verfügbaren Einkommen, wie bei Keynes, sondern vielmehr vom langfristig zu erwartenden Einkommen sowie den Vermögenswerten ab. Der Transmissionsweg kann wie folgt skizziert werden: Infolge eines Anstieges der Vermögenspreise nimmt das Vermögen der Haushalte zu und der Verbrauch kann über die Realisation des Vermögensanstiegs durch Verkauf der Vermögenswerte, durch Reduktion der laufenden Spartätigkeit oder entsprechend den gestiegenen Sicherheiten durch Erweiterung bestehender bzw. durch Aufnahme neuer Kredite positiv stimuliert werden. Dieser stimulierende Impuls wird nur eintreten, wenn der Anstieg des Haushaltsvermögens als dauerhaft angesehen wird. Für die Größe des Vermögenseffektes ist der Planungshorizont der Wirtschaftssubjekte von Bedeutung. Sofern die Haushalte die Lebenserwartung als Planungshorizont heranziehen, werden Zuwächse im Vermögen nur eine schwache Wirkung auf die laufenden Konsumausgaben entfalten. Juster et al. (2001) stellten für die Vereinigten Staaten fest, dass der Planungshorizont der privaten Haushalte eher von kürzerer Natur ist und die Relevanz des Vermögenseffekts ganz wesentlich von der Vermögensklasse abhängt.

In Anlehnung an Ludwig und Sløk (2002) und Mishkin (2001) wird im Folgenden der Einfluss des Vermögens und seiner Preise, getrennt für das Aktien- und Immobilienvermögen als dominierende Komponenten des Vermögens der privaten Haushalte, dargelegt. Diese Vorgehensweise trägt dem Umstand Rechnung, dass die verschiedenen Assetkategorien die Konsummöglichkeiten der Haushalte auf unterschiedlichen Wegen beeinflussen.¹⁰

¹⁰ Vgl. Bayoumi und Edison (2003), S. 7ff.

A. Transmissionsmechanismus über den Aktienmarkt

Über folgende sechs Kanäle wirken die Aktienkurse und das Aktienvermögen auf den Konsum der privaten Haushalte ein:¹¹

1. *Realisierter Vermögenseffekt:* Steigen die Notierungen an den Aktienmärkten und in der Folge das Aktienvermögen, können die Haushalte einen Teil ihres Vermögenszuwachses durch den Verkauf der Wertpapiere in Liquidität umwandeln und entsprechend ihrer Präferenzen in Konsumnachfrage wirksam werden lassen.
2. *Unrealisierter Vermögenseffekt:* Ein als dauerhaft erwarteter Anstieg der Aktienkurse erhöht die Lebenszyklusressourcen der Wirtschaftssubjekte, d.h. die Einkommensmöglichkeiten in der Zukunft, sodass gemäß der LCH von Modigliani die Haushalte entsprechend intertemporaler Optimierungskalküle ihren Konsum über die einzelnen Lebenszyklen glätten. Der Gegenwartskonsum nimmt mit wachsendem Vermögen über das Absenken der laufenden Sparleistung zu, ohne dass die Haushalte gezwungen wären, die Zuwächse im Vermögen zu realisieren. Folgerichtig müsste der Gegenwartskonsum bei fallenden Aktienkursen (Vermögensverlusten) sinken.
3. *Krediteffekt:* Über die Eigenschaft des Wertpapiervermögens als Sicherheit für Bankkredite werden die Haushalte bei einer Zunahme des Marktwertes ihres Portfolios infolge steigender Aktienkurse in die Lage versetzt, Kredite aufzunehmen und damit ihren heutigen Konsum auszuweiten.
4. *Liquiditätseffekt:* Aus der Sichtweise der Liquiditätseffekte wirken Krediteffekte eher über die Kaufbereitschaft der Konsumenten und nicht so sehr über die Kreditvergabebereitschaft der Banken. Die Aufteilung des Vermögens in verschiedene Vermögensklassen im Verhältnis zu der Verschuldung ist dabei von zentraler Bedeutung. Mit welcher Wahrscheinlichkeit ein Haushalt mit finanziellen Schwierigkeiten rechnet, hängt u.a. von der Struktur seines Vermögens ab. Wenn das Verhältnis von Aktienvermögen und Verschuldung relativ hoch ist, schätzen die Haushalte die Wahrscheinlichkeit einer finanziellen Notlage gering ein und sind eher bereit langlebige Gebrauchsgüter anzuschaffen. Wertsteigerungen im Aktienvermögen erhöhen das jederzeit liquidierbare Finanzvermögen und reduzieren die subjektiv erwartete Wahrscheinlichkeit in finanzielle Schwierigkeiten zu geraten. In der Folge steigen die Ausgaben für langlebige Gebrauchsgüter.
5. *Aktienoptionseffekt:* Ein Anstieg der Aktienkurse erhöht das Vermögen der Besitzer von Aktienoptionen. In der Folge können über realisierte oder unrealisierte Vermögenseffekte die Konsumausgaben ansteigen. Dieser Übertragungsweg ist insbesondere für Volkswirtschaften mit kapitalmarktorientierten Entlohnungssystemen von Bedeutung.
6. *Vertrauenseffekt:* Aktienkurse können auf indirektem Weg über das Verbrauchervertrauen Vermögenseffekte auch bei denjenigen Konsumenten hervorrufen, die selbst nicht über Wertpapiere verfügen. So kann beispielsweise ein Anstieg der Aktienkurse ein Vorlaufindikator für die Aufhellung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung sein und über die Erwartung steigender Einkommen in der Zukunft die gegenwärtigen Konsumausgaben positiv stimulieren.

¹¹ Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 6.

Die sechs vorgestellten Transmissionswege der Aktienkurse und des Aktienvermögens verstärken sich gegenseitig und wirken im Zusammenspiel positiv auf die Konsummöglichkeiten der Wirtschaftssubjekte ein. Unterschiede ergeben sich bezüglich ihrer Intensität und Relevanz. Vermögenseffekte – unabhängig ob realisierte oder unrealisierte – werden den Gesamteffekt dominieren, da der Krediteffekt infolge der Unsicherheit über die Nachhaltigkeit des Kursanstiegs, die Banken nur schwer bewegen werden bestehende Kreditlinien zu erweitern oder gar neue Kredite zu gewähren. Ebenso kommt dem Aktienoptionseffekte auf Grund der geringen Verbreitung von Aktienoptionen als Bestandteil der Entlohnung nur eine untergeordnete Bedeutung bei. Im Gegensatz dazu sind Vertrauenseffekte über die Erwartungsbildung aller Haushalte eher geeignet den Konsum zu stimulieren. Überdies hängt die Intensität des Vermögenseffektes von der Form der Haltung des Vermögenstitels ab. Poterba (2000) führt an, dass die privaten Haushalte die Konsumausgabe tendenziell eher erhöhen, wenn sie über ihre Wertpapiere im Portfolio direkt verfügen können als in Form von Pensionsvermögen oder Ansprüchen gegenüber Lebens- und Rentenversicherungen.

Die im Folgenden aufgeführten Vermögenseffekte aus den Preisen und Vermögen für Wohnimmobilien auf den Konsum stimmen bis auf wenige Ausnahmen abgesehen mit den Transmissionswegen des Aktienvermögens prinzipiell überein.

B. Transmissionsmechanismus über den Immobilienmarkt

Im Wesentlichen beeinflussen die Immobilienpreise und das Immobilienvermögen die Konsumausgaben der privaten Haushalte über folgende fünf Kanäle:¹²

1. *Realisierter Vermögenseffekt:* Für Haushalte, die über Wohneigentum verfügen, sind steigende Immobilienpreise – unter der Vernachlässigung regionaler wie lokaler Faktoren wie die Lage der Immobilie – gleichbedeutend mit einem Anstieg ihres Nettovermögens. Über die Möglichkeiten der Refinanzierung oder des Verkaufs der Immobilie werden sie in die Lage versetzt Wertzuwächse zu realisieren und in Konsumnachfrage umzusetzen. Allerdings werden sie bei einem möglichen Immobilienerwerb in der Zukunft von den gestiegenen Immobilienpreisen belastet.
2. *Unrealisierter Vermögenseffekt:* Effekte auf den Konsum können auch dann eintreten, wenn steigende Immobilienpreise nicht zur Refinanzierung oder Verkauf genutzt werden. Sehen die Haushalte den Wertzuwachs ihrer Immobilie als dauerhaft an, können sie über eine nachlassende Spartätigkeit oder über den Abbau vorhandener Sparguthaben die Konsumausgaben in der Gegenwart erhöhen.
3. *Krediteffekt:* Da insbesondere Immobilien zur Besicherung von Krediten verwandt werden, sind die privaten Haushalte bei steigenden Immobilienpreisen in der Lage auf bestehendes Immobilienvermögen zusätzliche Hypothekarkredite zur Befriedigung von Konsumwünschen aufzunehmen. Dieser Transmissionsweg zwischen den Hauspreisen und dem Konsum ist auch als Mortgage Equity Withdrawal¹³ (MEW) definiert. Die Qualität der Sicherheit ist eng mit der Entwicklung ihres Wertes korreliert und führt zur Erleichterung der Kreditaufnahme bei steigenden

¹² Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 7.

¹³ MEW messen die Stärke des Konsumeffektes, der sich aus dem höheren Verschuldungspotenzial der Haushalte nach einem Anstieg der Immobilienpreise ergibt.

Immobilienpreisen. Die Relevanz des Krediteffekts hängt wesentlich von Kreditbeschränkungen und der Ausgestaltung des Hypothekarsystems ab. Darüber hinaus sind die Wohneigentumsquote, Transaktionskosten, die Liquidität auf dem Immobilienmarkt und der Grad der Finanzmarktliberalisierung Determinanten der Stärke der MEW's.¹⁴ Ist die Kreditvergabe beschränkt oder das Hypothekarrecht lässt keine MEW zu, können die Haushalte über diesen Transmissionsweg nicht auf gestiegene Immobilienpreise reagieren und ihren Konsum ausweiten.

4. *Einkommenseffekt:* Mit steigenden Immobilienpreisen gehen normalerweise gleichzeitig steigende Wohnkosten einher.¹⁵ Die Erhöhung der Wohnungskosten der privaten Haushalte in Mietverhältnissen hat über die Budgetbeschränkung einen negativen Effekt auf das für die laufenden Konsumausgaben zur Verfügung stehende Einkommen. Die steigenden Wohnimmobilienpreise können sich nicht nur auf die Mieten auswirken, sondern ebenso auf die Ausgaben der Hauseigentümer für immobilienbezogene Güter und Dienstleistungen. Der Einkommenseffekt wirkt folglich dem Vermögenseffekt entgegen.
5. *Substitutionseffekt:* Ein Anstieg der Immobilienpreise belastet diejenigen Haushalte negativ, die gegenwärtig noch nicht selbst Eigentümer einer Immobilie sind, aber beabsichtigen, Wohneigentum in der Zukunft zu erwerben. Planen sie nicht ein günstigeres Objekt zu kaufen, müssen sie ihre laufenden Konsumausgaben zu Gunsten einer höheren Spartätigkeit reduzieren oder alternativ das Kreditvolumen erhöhen – mit negativen Auswirkungen auf die Konsummöglichkeiten in der Zukunft während der Tilgungsphase.

Die Richtung der Effekte aus den Immobilienpreisen und -vermögen ist nicht eindeutig. Während die realisierten und unrealisierten Vermögenseffekte sowie der Krediteffekt infolge eines Anstieges der Wohnimmobilienpreise stimulierende Wirkung auf den Konsum der Wirtschaftssubjekte entfalten können, wirken der Einkommens- und Substitutionseffekt diesen entgegen und dämpfen die Konsumausgaben. Zudem relativieren Attanasio et al. (2005) die Bedeutung des Transmissionskanals des unrealisierten Vermögenseffektes, indem sie anführen, dass Haushalte, die ihre eigene Immobilie bis an ihr Lebensende nutzen wollen, sich gegen Preisschwankungen nach oben und unten auf dem Immobilienmarkt absichern und somit Wertänderungen keine Auswirkung auf das Nettovermögen der Haushalte entfalten und unrealisierte Vermögenseffekte in dieser Gruppe nicht eintreten. Ludwig und Sløk heben die relative Bedeutung des realisierten gegenüber dem unrealisierten Vermögenseffekt – mit der besonderen Eigenschaft der Immobilie als Langfristanlage im Portfolio der Haushalte, d.h. Wertsteigerungen müssen gemäß der Lebenszyklushypothese auf eine Vielzahl von Jahren verteilt werden – hervor.¹⁶ Immobilienpreisbewegungen können sich zudem auf die Einkommensverteilung zwischen Mietern und Vermietern auswirken. In Abhängigkeit der Konsumneigung und der Häufigkeit der beiden Gruppen wird der Konsum negativ wie positiv beeinflusst.

¹⁴ Dekabank (2005), S. 4.

¹⁵ Die Wohnungsrendite als das Verhältnis von Mieteinnahmen zum Immobilienwert soll möglichst konstant gehalten werden. Bei anziehenden Immobilienpreisen sinkt die Quote und die Vermieter sind bestrebt, mittel- bis langfristig, die Miete nach oben anzupassen – bis die Rendite aus der Wohnungsvermietung den langjährigen Durchschnitt wieder erreicht (Dekabank (2005), S. 4).

¹⁶ Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 8.

3.2 Vermögenseffekte im Konsum

Wie in den vorangegangenen Ausführungen dargelegt wurde, besteht über die verschiedenen Effekte insgesamt ein gleichgerichteter Zusammenhang zwischen dem Vermögen und seinen Preisen und den Konsumausgaben der privaten Haushalte. Unterschiede ergaben sich in den Transmissionswegen des Aktien- und Immobilienvermögens. Im Folgenden werden die Determinanten der Vermögenseffekte beider Vermögenskategorien gegenübergestellt. Bezugnehmend auf Bayoumi und Edison (2003), Ludwig und Sløk (2002, 2004) und Case et al. (2004) führen folgende Faktoren zu den differenzierten Vermögenseffekten: die Liquidität der Vermögenskategorien, die Genauigkeit der Messung des Vermögenswertes, die Möglichkeit der Beleihung, die Ausgestaltung des Finanz- und Bankensystems, die Volatilität der Preise, die unterschiedlichen Motive der Vermögenshaltung, der Fremdfinanzierungsanteil, die Verbreitung und Verteilung über die privaten Haushalte, die Form der Haltung der Vermögenstitel und die Altersstruktur der Vermögenshalter:

- (i) Die *Liquidität* des Aktienmarktes und damit einhergehend auch die Liquidierbarkeit des Aktienvermögens unterscheiden sich stark von der des Immobilienmarktes/-vermögens. Es ist ungleich leichter Gewinne aus der Aktienanlage durch Verkauf der Wertpapiere zu realisieren als Wertsteigerungen einer Immobilie in Kaufkraft umzuwandeln.
- (ii) Damit geht die Problematik der *Genauigkeit der Messung* des Vermögenszuwachses einher. Während liquide Vermögenswerte wie Aktien, i.d.R. mit hohen Umsätzen, täglich gehandelt werden und eine kontinuierliche Preissetzung stattfindet; besteht beim Immobilienvermögen das Problem, den Wert der eigenen Immobilie und mögliche Wertzuwächse, aus denen sich der Vermögenseffekt ableitet, genau zu bestimmen. Nationale und regionale Immobilienpreisindizes können dabei nur eine grobe Orientierung bieten, da eine Vielzahl von Faktoren den Wert einer Immobilie beeinflusst.
- (iii) Demgegenüber eröffnen Wertsteigerungen des Immobilienvermögens die Möglichkeit über den gestiegenen Wert der Sicherheiten bereits bestehende Kreditlinien zu erweitern oder neue Kredite aufzunehmen; zur Erweiterung der Konsummöglichkeiten. Im Gegensatz dazu ist die *kreditfinanzierte Konsumausweitung* auf der Basis eines gestiegenen Aktienvermögens auf Grund der Kreditvergabepraxis der Kreditinstitute mit Einschränkungen verbunden.
- (iv) Die *Ausgestaltung des Finanz- und Bankensystems* hat eine zentrale Bedeutung für die Verbreitung der Vermögensklassen – hervorgehoben die Aktie als Anlageform und die selbstgenutzte Immobilie als Wohnform – auf die privaten Haushalte sowie die Fähigkeit Vermögenszuwächse in Liquidität umzuwandeln. Die Finanzsysteme lassen sich grundsätzlich in kapitalmarkt- und bankbasierte Systeme unterscheiden.¹⁷ Länder mit Universalbankensystem wie Deutschland und Frankreich und viele weitere europäische Staaten zeichnen sich durch einen hohen Anteil von Krediten an Unternehmen und privaten Haushalten aus sowie durch eine untergeordnete Rolle des Aktienmarktes für die Unternehmensfinanzierung und Altersvorsorge. Die Folge ist eine geringere

¹⁷ Eine detaillierte Beschreibung der Ausgestaltung von Finanzsystemen ist in der Arbeit von Ludwig und Sløk (2002) zu finden.

Verbreitung der Aktie als Anlageform. Die Marktkapitalisierung im Verhältnis zum Bruttoinlandsprodukt ist i.d.R. niedriger als in den kapitalmarktorientierten Finanz- und Bankensystemen. Vermögenseffekte im Konsum, insbesondere aus dem Aktienvermögen, sind meist schwächer ausgeprägt. Demgegenüber weisen marktorientierte Finanzsysteme eine weitergehende Deregulierung des Hypothekarrechts auf, sodass die im Punkt (iii) beschriebenen MEW eher zum Tragen kommen. Eine kreditfinanzierte Ausweitung des Konsums infolge gestiegener Sicherheiten ist leichter möglich. Eine weitere Ursache für die größere Relevanz und Intensität von Vermögenseffekten in kapitalmarktorientierten Finanzsystemen ist das Angebot Immobilienfinanzierungen ohne Eigenkapital durchzuführen – mit der Ergebnis, dass vor allem die jüngeren, ins Erwerbsleben eintretenden Bevölkerungsgruppen tendenziell eher den Schritt zum Eigentum wagen und die Wohneigentumsquote ansteigt.

- (v) In der Vergangenheit zeichneten sich die Aktienkurse und in der Folge das Aktienvermögen im Vergleich zum Immobilienvermögen durch eine höhere *Volatilität* aus. Folglich dürfte es den Haushalten Schwierigkeiten bereiten, Schwankungen im Aktienvermögen uneingeschränkt als dauerhaften Zuwachs ihres Vermögens einzuschätzen. Die Stärke des Vermögenseffektes hängt aber von der Erwartung der Wirtschaftssubjekte bezüglich der Dauerhaftigkeit des Wertzuwachses ab. Veränderungen in der Bewertung des Immobilienvermögens werden eher als realwirtschaftlich begründet und damit als permanent aufgefasst.
- (vi) Unterschiedliche *Motive der Vermögenshaltung* zwischen der Aktienanlage (kurzmittel- und langfristig) und der Anlage in Immobilie, die mittel- bis langfristig bis an das Lebensende – verknüpft mit einem Vererbungsmotiv – gehalten werden, beeinflussen den Vermögenseffekt, indem insbesondere Wertzuwächse des Immobilienvermögens nicht realisiert werden oder auf einen langen Zeitraum – entsprechend der intertemporalen Optimierung – aufgeteilt werden. Die laufenden Konsumausgaben profitieren nur im geringen Maße von der Glättung der Einkommens- und damit der Konsummöglichkeiten.
- (vii) Der Erwerb einer Immobilie wird i.d.R. größtenteils über Kredite und nur zu einem geringen Teil über Eigenkapital finanziert. Im Falle eines Preisanstieges kommt der *Leverage-Effekt* zum tragen, d.h. der Wertzuwachs bezogen auf das eingesetzte Eigenkapital führt zu einer hohen Rendite. Dieser Effekt lässt jedoch mit zunehmender Dauer der Tilgung, sinkende Restschuld und steigender Eigenanteil, nach. Aktienkäufe privater Anleger erfolgen gewöhnlich aus dem Nettovermögen und werden nicht über Kredite finanziert.
- (viii) Der relative Einfluss der Vermögenskategorien auf den Konsum hängt von der *Verbreitung in den Portfolios* der privaten Haushalte ab. Während das selbstgenutzte Wohneigentum die dominierende Wohnform in den meisten OECD Ländern darstellt und Wohneigentumsquoten von 41% für Deutschland bis 80% für Irland erreicht werden, sind Aktien und Aktienfonds als Anlageform weit weniger verbreitet. Die Quoten variieren über die OECD-Staaten von 10% für Deutschland bis 48% für die USA im Jahr 2000.¹⁸ Die indirekte Form der Anlage

¹⁸ Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 10.

über Versicherungsprodukte, wie speziell in der BRD weit verbreitet, ist in dieser Berechnung jedoch nicht enthalten. Der Verbreitungsgrad von Wertpapieren über die Bevölkerung unter Berücksichtigung der Ansprüche gegenüber Versicherungsgesellschaften dürfte deutlich höher liegen.

- (ix) Das in Immobilien gehaltene Vermögen ist im Vergleich zum Aktienvermögen gleichmäßiger über die privaten Haushalte *verteilt*. Das Aktienvermögen konzentriert sich auf eine kleinere Anzahl von Haushalten – in der Mehrheit Haushalte in den mittleren und höheren Einkommensklassen – deren Grenzneigung des Konsums unter der der Haushalte im unteren Einkommensbereich liegt. Demzufolge führt ein gleichstarker Vermögenszuwachs im Aktien- und Immobilienvermögen – unter Vernachlässigung der übrigen Determinanten – zu einer stärkeren Ausweitung der Konsumsausgaben aus dem Zuwachs des Immobilienvermögens relativ zu dem aus dem Aktienvermögen.
- (x) Immobilien werden von den privaten Haushalten zum Großteil als selbst genutztes Wohneigentum direkt gehalten, während der Anteil der Haushalte, die Aktien direkt besitzen, deutlich geringer ist. Die indirekte Veranlagung über Altersvorsorgewerke, Pensionsfonds und -kassen sowie Ansprüchen gegenüber Lebens- und Rentenversicherungen ist weit verbreiteter. Die indirekte *Form der Vermögenshaltung* schränkt jedoch die Verfügbarkeit ein, sodass mögliche Wertzuwächse nicht umgehend in Konsumnachfrage umgewandelt werden können.
- (xi) Die *Alterstruktur der Bevölkerung* wirkt sich nachhaltig auf den Vermögenseffekte im Konsum aus.¹⁹ Während die jüngeren Kohorten tendenziell im Mieterverhältnis stehen und auf Grund ihrer höheren Risikobereitschaft eher einen hohen Aktienanteil im Portfolio haben, wird das Vermögen der älteren Kohorten von der Anlage in Immobilien dominiert. Ein Anstieg der Immobilienpreise induziert steigende Konsumausgaben der älteren Kohorten, denen sinkende Konsumausgaben der jüngeren Kohorten gegenüberstehen. Der Nettoeffekt hängt u.a. vom Verhältnis der älteren zu der jungen Bevölkerung sowie dem Vermögensvolumen der einzelnen Alterskohorten ab.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass der Einfluss des Aktienmarktes auf den Konsum weniger widersprüchlich ist als der des Immobilienmarktes. Demgegenüber weist die Vermögenskategorie Wohnimmobilie einen höheren Verbreitungsgrad und ein höheres Volumen als die Anlage in Aktien auf. Die These, dass Vermögenseffekte aus dem Immobilienvermögen die des Aktienvermögens übersteigen, konnte, wie im Kapitel 2 erwähnt, empirisch nicht eindeutig belegt werden. Im Gegensatz dazu ergab sich bei der Schätzung von Vermögenseffekten in Abhängigkeit der Ausgestaltung der Finanz- und Bankensystems und der damit verbundenen Instrumente der Transformation von Vermögenszuwächsen in Konsumnachfrage empirische Evidenz, dass in Länder mit kapitalmarktorientierten Finanzsystemen gegenüber den Staaten mit Universalbankensystemen, mit relativ unterentwickelten Finanzmärkten und niedriger Marktkapitalisierung, deutlich stärkere Vermögenseffekte im Konsum nachgewiesen werden konnten.²⁰

¹⁹ Vgl. Attanasio et al. (2005), S. 3f.

²⁰ Vgl. Ludwig und Sløk (2002,2004).

Neben den direkten Transmissionswegen über dem realisierten und unrealisierten Vermögenseffekt sowie dem Krediteffekt wird dem sogenannten indirekten Vermögenseffekt, auch Vertrauenseffekt, über die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte große Bedeutung beigemessen. Dynan und Maki (2001) und Illing und Klüh (2004) differenzieren den Vermögenseffekt in einen direkten und indirekten Übertragungsweg. Wird ein Anstieg der Vermögenspreise durch die Wirtschaftssubjekte als Frühindikator der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung aufgefasst, kann der Konsum auch bei denjenigen Haushalten ausgeweitet werden, die selbst über kein Aktienvermögen verfügen. Insbesondere die Kursentwicklung an den Aktienmärkten läuft dem Geschäftsklima, d.h. den Erwartungen der Unternehmen, und dem Verbrauchervertrauen der Konsumenten überwiegend voraus.²¹ In den Kursbewegungen spiegeln sich die Erwartungen der Marktteilnehmer bezüglich der Gewinnentwicklung der Unternehmen wieder, die sich auf die privaten Haushalte – über die Erwartung steigender Einkommen in der Zukunft infolge der positiven gesamtwirtschaftlichen Entwicklung – übertragen und die Konsumausgaben in der Gegenwart stimulieren. Die Eigenschaft der Aktienkurse als Frühindikator und Prognosevariable des realen Bruttoinlandsprodukts ist nur mit Einschränkungen gültig, da vielfältige Faktoren wie eine veränderte Risikobereitschaft oder unrealistische Erwartungen über die Gewinnentwicklung der Unternehmen, die Kursentwicklung überlagern können. Zudem besteht die Möglichkeit des Auseinanderdriftens zwischen der betrieblichen Gewinnsituation und der gesamtwirtschaftlichen Verfassung der Volkswirtschaft, wobei Letztere das verfügbare Einkommen aller Haushalte determiniert. Überdies wäre es denkbar, dass direkte und indirekte Vermögenseffekte sich wechselseitig verstärken, indem Erwartungseffekte Preisbewegungen an den Aktien- und Immobilienmärkten weiter verstärken und damit die Basis für den direkten Vermögenseffekt im Konsum legen. Auch asymmetrische Effekte sind in der Weise vorstellbar, dass ein Kursverfall negative Vermögenseffekte hervorrufen könnte, während im Falle haussierender Börsen keine Effekte im Konsum eintreten.²² Analysen auf der Grundlage von aggregierten Daten können solche Aspekte nur schwer erfassen. Untersuchungen mit Mikrodaten wären eine Möglichkeit zwischen der Konsumnachfrage der Vermögensbesitzer und der Haushalte ohne Vermögen zu unterscheiden. Studien bezogen auf die USA kamen bisher zu unterschiedlichen Ergebnissen. Dynan und Maki (2001) wiesen nach, dass Haushalte mit Aktienvermögen gegenüber Haushalten ohne, die Konsumausgaben enger an die Entwicklung der Aktienkurse ihrer Wertpapiere anpassten. Einen Nachweis für die Existenz von indirekten Vermögenseffekten über den Vertrauenseffekt konnten sie auf Grundlage ihrer Daten nicht erbringen.

Eng an diese Fragestellung angelehnt ist ein Diskurs grundsätzlicher Natur über den realwirtschaftlichen Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Vermögenspreise und den Konsumausgaben der privaten Haushalte. Poterba (2000) und Poterba und Samwick (1995) sowie Ludvigson und Steindel (1999) argumentieren, dass der theoretische, in zahlreichen ökonometrischen Studien auch statistisch nachgewiesene Vermögenseffekt im Konsum der Eigenschaft der Vermögenspreise, vor allem der Aktienkurse, als Vorlaufindikator der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung geschuldet ist und weniger Ausdruck einer kausalen Beziehung der Größen Konsum und Vermögen sei. Beide reagieren in unterschiedlicher zeitlicher Abfolge auf gemeinsame ökonomische Faktoren – hervorgehoben die Entwicklung des Einkommens. Am Beispiel der Vereinigten Staaten beschrieben Attanasio und Weber (1994), dass die Korrelation zwischen den Hauspreisen und den Konsumausgaben in den 80er

²¹ Vgl. Deutsche Bundesbank (2003), S. 37f.

²² Vgl. Illing und Klüh (2004), S. 24.

Jahren auf eine nach oben gerichtete Revision der Einkommenserwartungen der Haushalte infolge der damaligen erwarteten Produktivitätssteigerungen in der Zukunft zurückzuführen war, die gleichzeitig die Nachfrage nach Wohnimmobilien anhub und in der Folge, bei einem kurzfristig relativ starren Angebot, Preissteigerungen am Immobilienmarkt hervorrief sowie die Konsumausgaben anziehen lies. Attanasio et al. (2005) gelangten im Rahmen einer Kohortenanalyse für Großbritannien im Zeitraum 1977 bis 2001 zu einem ähnlichen Resultat, dass die Hauspreise und das Konsumwachstum von einem gemeinsamen Faktor – dem erwarteten zukünftigen Einkommen – abhängen. Entgegen den theoretischen Überlegungen stellten sie fest, dass die jungen Kohorten (meist ohne Immobilienvermögen) im Vergleich zu den älteren Kohorten (vielfach mit Immobilienbesitz) im stärkeren Maße auf einen Anstieg der Preise für Wohnimmobilien mit einer Ausweitung ihrer Konsumausgaben reagierten. Die Autoren schlussfolgerten, dass die erwarteten Einkommenssteigerungen infolge des hohen Produktivitätszuwachses den maßgeblichen Bestimmungsfaktor für die Entwicklung des Konsums darstellen. Den direkten Vermögenseffekten im Konsum kommt nach ihrer Auffassung nur eine untergeordnete Bedeutung bei der Erklärung der Entwicklung der Konsumausgaben bei.

4 Modellierung der Vermögenseffekte im Konsum

Die Überprüfung des Vermögenseffektes, d.h. des Zusammenhanges zwischen Konsum und Vermögen, gründet auf der Schätzung einer Konsumfunktion – in der das Konsumverhalten der Wirtschaftssubjekte durch das Einkommen und Vermögen erklärt wird. Mit dieser Art der Modellierung ist die Annahme verbunden, dass das Konsum- und Sparverhalten der privaten Haushalte einer intertemporalen, ihren Nutzen maximierenden Planung unterliegt. Wird die Ebene des einzelnen Haushalts verlassen, erfolgt die Schätzung des Vermögenseffektes im Konsum auf der Basis einer makroökonomischen Konsumfunktion, in der der aggregierte Konsum vom verfügbaren Einkommen und dem aggregierten Vermögen aller Haushalte abhängt. Die Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese (LC/PIH) bildet in einer Vielzahl von ökonometrischen Untersuchungen das theoretische Gerüst der Analyse der Vermögenseffekte im Konsum.²³ Im Gegensatz zur Keynes'schen Konsumfunktion, in der die Konsumausgaben vom aktuell verfügbaren Einkommen sowie einer autonomen Komponente abhängen und somit Veränderungen im verfügbaren Einkommen unmittelbar Konsumreaktionen hervorrufen, trifft die LC/PIH die Annahme, dass die Konsumentscheidungen der Wirtschaftssubjekte nicht vom Gegenwartseinkommen sondern von Normaleinkommen, d.h. vom gemittelten, über einen längeren Planungshorizont erwarteten Einkommen, bestimmt werden.²⁴ Der Planungshorizont kann dabei den ganzen Lebenszyklus umfassen. Entsprechend dem zukünftigen, über mehrere Perioden erwarteten Einkommens ermitteln die Wirtschaftssubjekte das Normaleinkommen der aktuellen Periode und planen ihre Konsumausgaben. Der intertemporale Ansatz, durch die Integration des Vermögens in die Konsumfunktion, führt zu einer Budgetrestriktion der Haushalte, die nicht wie bei Keynes nur für die laufende Periode gilt, sondern den gesamten Planungshorizont umfasst. Die

²³ Vgl. Takala (2001), S. 43ff.

²⁴ Vgl. Klinger (2005), S. 96; Kappler (2002), S. 13.

intertemporale Konsumverlagerung wird durch die Existenz von Kapitalmärkten, d.h. die Möglichkeit der verzinsten Geldanlage und der Kreditaufnahme, erleichtert. Je nach Definition des Normaleinkommens sind die Varianten Permanente Einkommenshypothese (Permanentes Einkommen) und Lebenszyklushypothese (Lebenseinkommen) zu unterscheiden.²⁵ Zwischen den beiden Konsumhypothesen besteht ein wesentlicher Unterschied in der Interpretation des Gesamtvermögens der Wirtschaftssubjekte: Die PIH fasst das Vermögen als Strom von gegenwärtigen und vergangenen Einkommen auf; bei der LCH setzt sich das Gesamtvermögen der Haushalte aus dem gegenwärtigen Einkommen und dem Nettosachvermögensbestand zusammen.

4.1 Intertemporale Budgetbeschränkung

Der intertemporale Ansatz der Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese durch die Integration des Vermögens in die Konsumtheorie führt zu einer Budgetrestriktion der Haushalte, die der intertemporalen Nutzenmaximierung für die LCH den gesamten Lebenszyklus und für die PIH einen unendlichen Planungshorizont zugrunde legt. Ausgangspunkt der Ableitung der intertemporalen Budgetbeschränkung eines repräsentativen Haushaltes bildet die folgende Gleichung der Entwicklung des Vermögens von einer Periode zur Nächsten:²⁶

$$(4.1) \quad W_{t+1} = W_t + rW_t + Y_t - C_t$$

Der Vermögensbestand (W_{t+1}) zu Beginn der Periode $t + 1$ ergibt sich aus dem Vermögen zu Beginn der Periode t zuzüglich der Zinseinkünfte in der Periode t plus dem laufenden Arbeitseinkommen (Y_t) abzüglich der Konsumausgaben (C_t). Mit r wird der Zinssatz bezeichnet, der sowohl Habenzinssatz bei positivem Vermögen als auch Sollzinssatz bei negativem Vermögen (Schulden) ist. Alle Größen der Gleichung 4.1 werden real gemessen. Unter der Annahme, dass der Zinssatz über die Zeit konstant ist, berechnet sich das Vermögen in $n + 1$ Perioden als:

$$(4.2) \quad W_{t+n+1} = (1 + r)^{n+1} W_t + \sum_{i=1}^n (1 + r)^{n-i+1} Y_{t+i-1} - \sum_{i=1}^n (1 + r)^{n-i+1} C_{t+i-1}$$

Die Division der Gleichung (4.2) mit dem Barwertfaktor $(1 + r)^{n+1}$ ergibt:

$$(4.3) \quad \frac{W_{t+n+1}}{(1 + r)^{n+1}} = W_t + \sum_{i=1}^n (1 + r)^{-i} Y_{t+i-1} - \sum_{i=1}^n (1 + r)^{-i} C_{t+i-1}$$

Unter den Annahmen, dass der Planungshorizont der Haushalte unendlich ist (PIH) und die Wirtschaftssubjekte bestrebt sind ihr Vermögen im „Unendlichen“ aufzubrauchen, erhalten wir folgende Bedingung:

$$(4.4) \quad \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{W_{t+n+1}}{(1 + r)^{n+1}} = 0$$

²⁵ Vgl. Klinger (2005), S. 96ff.

²⁶ In Anlehnung an Deaton (1992), S. 2ff.

Die Bedingung besagt nicht, dass das Vermögen gegen Null gehen muss, sondern ist erfüllt, wenn die Wachstumsrate des Vermögens kleiner als der Zinssatz r ist. Unter der Bedingung (4.4) stellt Gleichung 4.3 die intertemporale Budgetbeschränkung der Haushalte für die PIH dar:

$$(4.5) \quad \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} C_{t+i-1} = W_t + \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} Y_{t+i-1}$$

Diese drückt aus, dass der Gegenwartswert aller Konsumausgaben in der Periode t dem Gegenwartswert aller Arbeitseinkommen (Humanvermögen) plus dem Anfangsvermögen (Finanz- und Sachvermögen) in der Periode t entsprechen muss. Die Summe der beiden Größen der rechten Seite der Gleichung 4.5 ergibt das permanente Einkommen. Da die Einkommensströme der Zukunft mit Unsicherheit behaftet sind, müssen die Haushalte Erwartungen bezüglich ihrer Arbeitseinkommen bilden. Wird zudem der Planungshorizont auf das voraussichtliche Lebensende (T) beschränkt, ändert sich die Budgetbeschränkung für die LCH wie folgt:

$$(4.6) \quad \sum_{i=1}^T (1+r)^{-i} E_t[C_{t+i-1}] = W_t + \sum_{i=1}^T (1+r)^{-i} E_t[Y_{t+i-1}]$$

Die rechte Seite der Gleichung 4.6 bildet das Lebensinkommen der privaten Haushalte ab. Wenn die Wirtschaftssubjekte sich zum Zinssatz r verschulden bzw. Ersparnisse anlegen können, sind alle Konsumpläne $\{C_t, C_{t+1}, \dots, C_{t+T}\}$, die die intertemporale Budgetrestriktion erfüllen, möglich.

Die Bestimmung des optimalen Konsumpfades ist das Ergebnis der Nutzenmaximierung der Haushalte unter Beachtung der intertemporalen Budgetbeschränkung. Üblicherweise wird eine zeitlich additive oder intertemporal separable Nutzenfunktion (U) mit geeigneten Periodennutzenfunktionen (u), monoton steigend und konkav (positiver, aber abnehmender Grenznutzen), unterstellt – die den Nutzen der einzelnen Perioden aufaddiert und mit der Zeitpräferenzrate δ abdiskontiert:

$$(4.7) \quad \text{Max } U = \sum_{i=1}^{\infty} (1+\delta)^{-i} u(C_{t+i-1}) \quad \text{mit } u' > 0, u'' < 0$$

Der Diskontierungsfaktor δ bestimmt, wie die Haushalte Gegenwart und Zukunft gewichten. Aus dem Optimierungskalkül (Nutzenmaximierung der Nutzenfunktion (4.7) unter der Nebenbedingung intertemporale Budgetbeschränkung (4.5)) resultiert die dynamische Entwicklung des Konsums, d.h. die Veränderung des Konsums von Periode zu Periode. Diese Dynamik wird durch die Euler-Gleichung (Bedingung erster Ordnung der Lagrange-Funktion) ausgedrückt. Im Falle der Sicherheit der Einkommensströme ergibt sich folgende Euler-Gleichung:

$$(4.8) \quad u'(C_t) = \left(\frac{1+r}{1+\delta} \right) u'(C_{t+1})$$

Im Optimum müssen die Grenznutzen des Konsums, gewichtet mit dem Quotient aus Zinssatz und Zeitpräferenzrate, für alle Perioden übereinstimmen. Die Grenzkosten des Konsumverzichts heute müssen den Grenzertrag durch zusätzlichen Konsum morgen aufwiegen, sodass der Gesamtnutzen durch Umverteilung des Konsums zwischen den Perioden nicht weiter erhöht werden kann. Aus der vereinfachenden Annahme, dass Zinssatz

und Zeitpräferenzrate übereinstimmen ($r = \delta$), resultiert folgender optimale, den Nutzen der Haushalte maximierende Konsumpfad:²⁷

$$(4.9) \quad C_t = \left(\frac{r}{1+r} \right) \cdot \left[W_t + \sum_{i=1}^{\infty} (1+r)^{-i} Y_{t+i-1} \right]$$

Der optimale Konsumpfad entspricht dem, auf die einzelnen Perioden verteilte Gesamtvermögen der privaten Haushalte (Lebenseinkommen der LCH und permanentes Einkommen der PIH); bestehend aus dem Anfangsbestand an Sach- und Finanzvermögen (Nichthumanvermögen) und dem Barwert der zukünftigen Arbeitseinkommen als Proxy des Humanvermögens. Die Haushalte streben unter den angeführten Bedingungen ein konstantes Konsumniveau an. Die Höhe der Konsumausgaben hängt von den zukünftigen (erwarteten) Einkommensströmen sowie vom Anfangsvermögensbestand ab. Nur unerwartete Veränderungen veranlassen die Wirtschaftssubjekte ihre Konsumpläne zu ändern.

4.2 Permanente Einkommenshypothese (PIH)

Die Permanente Einkommenshypothese repräsentiert eine Möglichkeit, das Konsumverhalten der Wirtschaftssubjekte vor dem Hintergrund intertemporaler Optimierungskalküle zu erklären. Die Konsumententscheidung der privaten Haushalte unterliegt der Erwartungsbildung des langfristig zur Verfügung stehenden Einkommens. Unter den Annahmen, dass die Wirtschaftssubjekte über das Leben ein geglättetes Konsumniveau anstreben und sie eine Vorstellung über den Gegenwartswert des Vermögens haben, der ihnen für den Konsum zur Verfügung steht, werden sie diesen in einen gleichmäßigen Einkommensstrom (Normaleinkommen), gegebenenfalls auch Vermögenseinkommensstrom, teilen.²⁸ Nach der Konsumhypothese von Friedman richtet sich der Konsum nicht wie bei Keynes postuliert nach dem laufenden Einkommen aus, sondern nach dem durchschnittlichen erwarteten Einkommen der privaten Haushalte während eines bestimmten Zeitraums, welches wesentlich gleichmäßiger verläuft als das laufende Einkommen.²⁹ Dieses „normale“ Einkommen definiert Friedman als permanentes Einkommen. Nach der Permanenten Einkommenshypothese ist das aktuelle Einkommen temporären Schwankungen unterworfen und wird unterteilt in einen transitorischen und permanenten Teil. Während das transitorische Einkommen, definiert als zufallsbedingte Abweichung vom permanenten Einkommen mit dem Erwartungswert Null und unkorreliert mit demselben, lediglich kurzfristiges, unerwartetes Einkommen darstellt und keinen Einfluss auf die Konsumausgaben der Haushalte ausübt und vorzugsweise in die Ersparnis einfließt; werden die laufenden Konsumausgaben, wie in Abbildung 1 dargestellt, allein vom permanenten Einkommen bestimmt. Konsistent zeichnet sich der Konsum, im Vergleich zum aktuellen Einkommen der Periode, durch einen gleichmäßigeren Verlauf aus.

²⁷ Vgl. Takala (2001), S. 43.

²⁸ Vgl. Klinger (2005), S. 97.

²⁹ Vgl. Deaton (1992), S. 76.

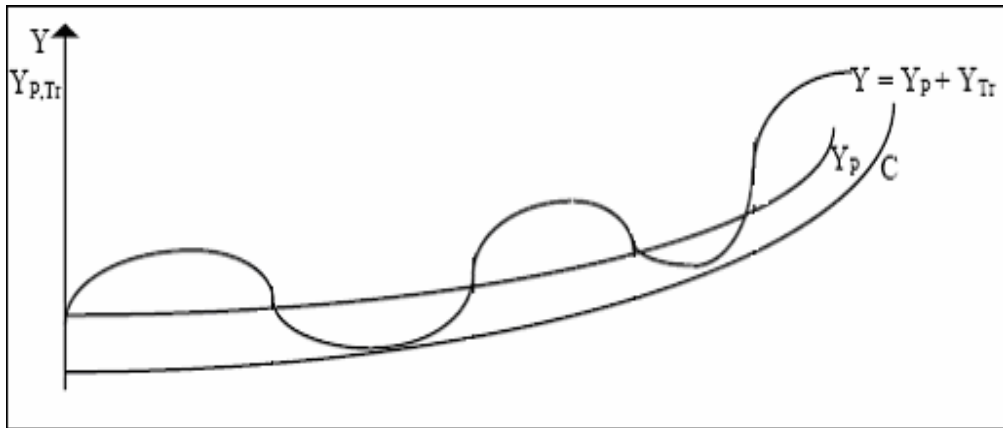


Abbildung 1 Zusammenhang Konsum und Einkommen in der PIH

Nach Friedman entspricht das permanente Einkommen dem gewichteten Durchschnitt des bislang realisierten Niveaus.³⁰ Das nicht direkt beobachtbare permanente Einkommen wird über die Bildung adaptiver Erwartungen aus den gewichteten Realisationen der vergangenen Perioden gebildet.³¹ Neuere Abhandlungen zur Permanenten Einkommenshypothese verlassen die Vergangenheitsbetrachtung und wenden sich einer, auf die Zukunft gerichteten Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte zu.³² Das permanente Einkommen über den Planungshorizont entspricht der Summe der abdiskontierten erwarteten zukünftigen Einkommensströme. Demnach reagiert der Konsum, ohne Zeitverzug, auf unerwartete Veränderungen im permanenten Einkommen nicht aber auf Veränderungen in der transitorischen Komponente des Einkommens. Aus dieser Annahme folgt, dass bei rationaler Erwartungsbildung das Konsumwachstum in der folgenden Periode, mit einem gegebenen Informationsset heute, nicht vorhergesagt werden kann.³³ Darüber hinaus werden folgende Annahmen getroffen:³⁴

- (i) die Präferenzen der Haushalte bleiben über die Zeit konstant
- (ii) es existiert kein transitorischer Konsum
- (iii) zeitseparable, additive Nutzenfunktion
- (iv) der reale Zinssatz ist konstant
- (v) der Wirtschaftssubjekte leben unendlich lang

Wird das Einkommen nicht als Ertrag aus Beständen definiert, gehen in das permanente Einkommen keine Vermögensanlagen ein und in die Konsumfunktion können Vermögensvariablen als Bestandsgrößen aufgenommen werden.³⁵ Die Erweiterungen der PIH postulieren eine lineare funktionale Beziehung zwischen dem aggregierten Konsum (C_t), dem aggregierten Arbeitseinkommen (Y_t) und dem aggregierten Netto-Finanz- und Sachvermögen (W_t) zu Beginn der Periode t .³⁶

³⁰ Vgl. Klinger (2005), S. 97.

³¹ Vgl. Fuhrmann (1994), S. 80.

³² Vgl. Ludvigson und Steindel (1999).

³³ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 35.

³⁴ Vgl. Takala (2001), S. 43.

³⁵ In Anlehnung an Borchert (2003), S. 147.

³⁶ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 35.

$$(4.10) \quad C_t = \alpha + \beta Y_t + \delta W_t + u_t$$

mit dem Störterm u_t als Barwert der diskontierten erwarteten zukünftigen Einkommen in folgender Form:

$$(4.11) \quad u_t = \sum_{i=1}^{\infty} p^i (E_t \Delta Y_{t+i} - \mu).$$

E_t ist der Erwartungswertoperator des künftigen Einkommenswachstums unter der Bedingung der in der Periode t zur Verfügung stehenden Informationen, μ ist die mittlere Wachstumsrate des Arbeitseinkommens und p ist eine positive Konstante kleiner Eins.³⁷ Die Koeffizienten β und δ stellen die marginalen Konsumneigungen des Arbeitseinkommens und des Vermögens dar. Da die Höhe des zukünftigen Arbeitseinkommens unsicher ist, passen die Wirtschaftssubjekte ihre Konsumpläne ständig an die neue Informationslage an. Die Revisionen in den Einkommenserwartungen spiegeln sich in der Fluktuation der Konsumausgaben wieder. Vor dem theoretischen Hintergrund der Permanenten Einkommenshypothese wirken sich Veränderungen im Nettovermögen nur dann auf das Konsumverhalten aus, wenn die Haushalte diese als dauerhaft ansehen. Demgegenüber sollten vorübergehende Schwankungen keinen oder nur einen geringen Einfluss auf die Konsumausgaben entfalten und sich in einer zeitvariablen Konsum-Vermögensrelation spiegeln.³⁸ Wenn der Konsum lediglich auf permanente Veränderungen des Vermögens reagiert, signalisiert eine veränderte Konsum-Vermögensrelation transitorische Bewegungen des Vermögens. Lettau und Ludvigson (2001) zeigten für die Vereinigten Staaten, dass Überschussrenditen am Aktienmarkt sich aus den Schwankungen des Verhältnisses von Konsum zu Vermögen vorhersagen lassen, wobei das Vermögen als die Summe aus dem Human- und Nichthumanvermögen, hier das Finanzvermögen, definiert ist. Mit einer bestimmten Konsum-Vermögensrelation als Orientierung vor Augen gehen vergleichsweise hohe Konsum-Vermögens-Verhältnisse in der Gegenwart mit hohen Renditeerwartungen auf das Vermögen oder mit geringen Konsumwachstumserwartungen in der Zukunft einher. Die Grund liegt im vorausschauenden Verhalten der privaten Haushalte: Die Anpassung der Konsum-Vermögensrelation als Reaktion auf veränderte erwartete Renditen, beinhaltet Informationen bezüglich der zukünftigen tatsächlichen Renditen. Die Basis der Ausführungen von Lettau und Ludvigson bildet die Annahme, dass Konsum, Finanzvermögen und Einkommen einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen, d.h. kointegriert sind.³⁹ Wenn das Konsum- und Einkommenswachstum eher träge sind und das Finanzvermögen die einzige der drei Variablen mit einer quantitativ nennenswerten transitorischen Komponente sei, rufen stationäre Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung – definiert als *cay* Residuum – Bewegungen in der Konsum-Vermögensrelation hervor; mit denen die zukünftigen Aktienrenditen prognostiziert werden können. Zurückzuführen lässt sich dies auf die Annahme, dass sich in der Konsum-Vermögensrelation die Erwartungen der Marktteilnehmer bezüglich der künftigen Renditen im Marktportfolio ausdrücken. Sofern die privaten Haushalte einen gleichmäßigen Konsumpfad über die Zeit anstreben, versuchen sie temporäre Schwankungen im Vermögen, die durch zeitlich variierende Renditeerwartungen entstanden sind, zu glätten. Vorausschauende agierende Anleger werden bei gestiegenen

³⁷ Über den Realzins r wird der Zusammenhang zum Barwertfaktor $p^i = (1 + r)^{-i}$ deutlich.

³⁸ Vgl. Lettau und Ludvigson (2001); Hamburg et al. (2005).

³⁹ Vgl. Lettau und Ludvigson (2001), S. 817.

zukünftigen erwarteten Renditen den gegenwärtigen Konsum aus dem laufenden Einkommen und dem heute vorhandenen Vermögen ausweiten und der Konsum verlässt kurzzeitig den gemeinsamen langfristigen Trend. Die Konsum-Vermögensrelation liegt kurzfristig oberhalb ihres langfristigen Durchschnitts. Dementsprechend werden die Haushalte, bei einer Berichtigung der erwarteten Aktienrendite in der Zukunft nach unten, die laufenden Konsumausgaben reduzieren, was sich in einem Fallen des Verhältnisses aus Konsum zu Vermögen widerspiegelt. Die Herleitung der Konsum-Vermögensrelation (cay) in verkürzter Form erfolgt unter der Annahme, dass eine Kointegrationsbeziehung zwischen Konsum und Vermögen besteht, sodass mit Anwendung des natürlichen Logarithmus, diese wie folgt aufgeschrieben werden kann:⁴⁰

$$(4.12) \quad c_t - w_t = u_t$$

Das Vermögen (w_t) wird in Gleichung 4.13 als gewichteter Durchschnitt aus dem Human- und Nichthumanvermögen (a_t) dargestellt:⁴¹

$$(4.13) \quad w_t = \gamma a_t + (1 - \gamma) h_t$$

Unter den Annahmen, dass das logarithmierte Humanvermögen (h_t) nicht direkt beobachtbar ist und durch das Arbeitseinkommen (y_t) als bester Indikator des permanenten Einkommens approximiert werden kann und die Gleichung 4.13 in 4.12 eingesetzt wird, erhalten wir die Konsum-Vermögensrelation (cay) in logarithmierter Form:

$$(4.14) \quad cay_t = c_t - \gamma a_t - (1 - \gamma) y_t$$

Wird γ durch δ und $(1 - \gamma)$ durch β ersetzt, ähnelt das Ergebnis der Gleichung 4.10 – mit dem Unterschied, dass β und δ nicht länger die marginalen Konsumneigungen abbilden, sondern die Elastizitäten des Finanzvermögens und des Arbeitseinkommens in Bezug auf den Konsum. Die Summe von β und δ ist dann auf den Wert Eins restringiert. Ein signifikant negativ von Null verschiedener Koeffizient δ kann als Vermögenseffekt interpretiert werden. Mit Hilfe des Verhältnisses aus Konsum und Vermögen wäre es möglich, transitorische Preiskomponenten im Vermögen zu identifizieren und Vermögenseffekte aus den permanenten und temporären Bestandteilen des Vermögens zu schätzen.⁴²

Die insbesondere von den neueren Ansätzen der Permanenten Einkommenshypothese getroffene Annahme, dass die privaten Haushalte nur auf als dauerhaft eingeschätzte Wertsteigerungen reagieren rief Kritik hervor. Während bei völlig illiquiden Vermögensarten auf eine temporäre Vermögensänderung keine Reaktion auf den Konsum zu erwarten ist, gestaltet sich die Situation bei liquidierbaren Vermögenskategorien komplizierter. Eine lediglich als vorübergehend empfundene Wertänderung impliziert die Erwartung eines Wertverlustes in der Zukunft. Vor diesem Hintergrund wird der Vermögensinhaber den Vermögenszuwachs bis zum jetzigen Zeitpunkt realisieren und seine Vermögenstitel verkaufen. Der Konsum wird dann über den Vermögenseffekt unmittelbar stark bzw. bei intertemporaler Optimierung ab diesem Zeitpunkt in jeder Periode um den Annuitätswert des

⁴⁰ Eine ausführlichere Herleitung der cay ist in den Arbeiten von Lettau und Ludvigson (2001) und Hamburg et al. (2005) zu finden.

⁴¹ Im Unterschied zu der bisher verwendeten Symbolik bildet w_t an dieser Stelle das Gesamtvermögen und a_t das Finanz- und Sachvermögen (Nichthumanvermögen) der privaten Haushalte ab. Mit dem Tausch der Symbole wird es ermöglicht, dass als Resultat die aus zahlreichen Publikationen bekannte cay und nicht die Bezeichnung cwy hergeleitet wird.

⁴² Vgl. Lettau und Ludvigson (2004).

realisierten Vermögenszuwachses erhöht. Für die Konsumententscheidung spielt es im Falle der Liquidierbarkeit der Vermögenspositionen keine Rolle, ob die Haushalte den Vermögenszuwachs als permanent oder temporär einschätzen. Unter Vernachlässigung des Grades der Risikoverversion der Wirtschaftssubjekte in Abhängigkeit des Kursniveaus ist das tatsächliche Vermögen die relevante Variable.⁴³ Dem ist zu entgegnen, dass ein hoher Vermögensbestand mit einer geringen Risikoaversion einhergehen kann und die Anleger die risikobehafteten Vermögensstile länger halten und nicht auf temporäre Wertsteigerungen reagieren. Die Reaktion des Konsums auf Vermögenspreisänderungen ist das Ergebnis des Zusammenspiels einer Vielzahl von Faktoren wie der intertemporalen Substitution, der Neigung der Haltung von Vermögen aus dem Vorsichtsmotiv, zeitlich variierender Risikoaversionen und der Einschätzung der Unsicherheit über zukünftige Renditen, Zinsen und Arbeitseinkommen.

4.3 Lebenszyklushypothese (LCH)

Die Lebenszyklushypothese als eine intertemporale Konsumtheorie – unter der Einbeziehung des Vermögens – ist auf die Arbeiten von Modigliani und Brumberg (1954) auf der Mikroebene Haushalt und Ando und Modigliani (1963) auf der Makroebene zurückzuführen und beschreibt, wie die Wirtschaftssubjekte durch intertemporale Substitution (Ersparnisbildung in den mittleren Lebensjahren und Vermögensabbau in den Ruhestandsjahren) ihren Konsum über den Lebenszyklus glätten. Die Möglichkeit der Ersparnisbildung erlaubt es, hohe Einkünfte in Zeitabschnitte niedriger Einkommen zu transferieren. Die Lebenszyklushypothese geht von den gleichen grundsätzlichen Annahmen aus wie die Permanente Einkommenshypothese, dass die Wirtschaftssubjekte einen kontinuierlichen Konsumstrom über ihren gesamten Lebenszyklus anstreben und das Einkommen im Zeitablauf variiert und wie der Abbildung 2 zu entnehmen ist, systematischen Schwankungen unterliegt.⁴⁴ Folglich werden im Rahmen der LCH ähnliche Einflussgrößen auf den Konsum wie bei der PIH identifiziert, wobei das Alter der Wirtschaftssubjekte betont wird. Auch die Konsumpräferenzen der Wirtschaftssubjekte variieren mit dem Lebensalter. Es entsteht somit ein vom Lebenszyklus abhängiges Konsum- und Sparmuster. Darüber hinaus werden die Abwesenheit eines Vererbungsmotivs, das Fehlen von Kredit- und Liquiditätsbeschränkungen, die gleiche Konsumneigung für alle Konsumenten innerhalb einer Altersklasse, eine konstante Rendite auf das Vermögen, eine homogene Nutzenfunktion, die vollständiger Ausnutzung der vorhandenen Informationen und die sichere Erwartung der Haushalte bezüglich ihres restlichen Lebensalters unterstellt.⁴⁵ Der Lebenslauf eines durchschnittlichen Individuums ist, wie in Abbildung 2 dargestellt, vereinfacht durch drei große Lebensabschnitte gekennzeichnet:⁴⁶ Die Zeit der Ausbildung (Phase I) in der die Haushalte Kredite aufnehmen und sich verschulden, die Arbeitsphase in der Mitte des Lebens (Phase II) in der die Kredite getilgt werden und Vermögen aufgebaut wird, sowie die Zeit des Rentenbezugs am Ende des Lebens (Phase III) in der die gesetzliche, betriebliche oder private Rente und das Vermögen zu Konsumzwecken verwandt werden.

⁴³ Im empirischen Teil der Arbeit wird der Ansatz von Lettau und Ludvigson – Unterteilung der Vermögensschwankungen in eine transitorische und permanente Komponente – nicht weiter verfolgt.

⁴⁴ Vgl. Deaton (1992), S. 44ff.

⁴⁵ Vgl. Ando und Modigliani (1963), S. 56ff.

⁴⁶ Vgl. Kappler (2002), S. 14.

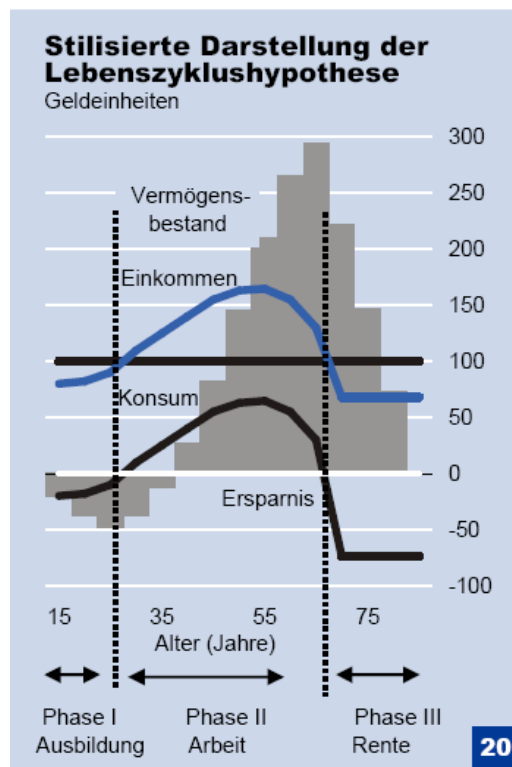


Abbildung 2 Stilisierte Darstellung der Lebenszyklushypothese
 Quelle: Gräf und Schattenberg (2006), S. 18.

Im Vergleich zum mittleren Lebensabschnitt sind die erste und die letzte Phase durch ein geringeres Einkommen gekennzeichnet. Die Lebenszyklushypothese gründet auf der Annahme, dass die Haushalte ihren, aus dem Konsum von Gütern gewonnenen Nutzen über das gesamte Leben (Planungshorizont) intertemporal maximieren. Sie richten ihre laufenden Konsumausgaben nicht an das aktuelle Einkommen aus, sondern streben ein gleichmäßiges Konsumniveau an. Über den Lebenszyklus implizieren heute getätigte Konsumausgaben oberhalb des laufenden Einkommens einen Konsumverzicht in der Zukunft. Umgekehrt folgt aus der laufenden Spartätigkeit eine Erhöhung der künftigen Konsummöglichkeiten. Demzufolge wird der Nutzengewinn durch Konsumsteigerung in der Zeit der Ausbildung und im Alter durch einen Nutzenverlust durch Konsumverzicht und Ersparnisbildung in der Arbeitsphase ausgeglichen. Voraussetzung dafür ist die Existenz von Kreditmärkten, die es den Haushalten ermöglichen Kredite aufzunehmen und Ersparnisse verzinst anzulegen. Gemäß der Lebenszyklushypothese beeinflusst der Vermögensbestand über die getroffenen Konsum- und Sparentscheidungen der Vergangenheit die Konsumpläne der Wirtschaftssubjekte – unter Berücksichtigung der intertemporalen Budgetbeschränkung – nur den finanziellen Aspekt der Konsumententscheidung, d.h. die Übereinstimmung zwischen den individuellen Konsumplan in jeder Periode (erforderliches Budget) und den entsprechenden finanziellen Möglichkeiten (tatsächliche Ressourcen) herzustellen. Verfügt der Haushalt bereits über einen hohen Vermögensbestand im Vergleich zu seinen zukünftigen Konsumwünschen, besteht ein geringer Anreiz, über Sparen, den Bestand weiter zu erhöhen. Die Aufteilung des Vermögens auf die einzelnen Planungsperioden wird im Wesentlichen durch die erwartete Rendite des Vermögensbestands determiniert. Ist diese hoch, lohnt es sich mehr zu sparen und in der Zukunft über größere Konsummöglichkeiten zu verfügen.

Im Unterschied zur einkommens- bzw. strombezogenen Permanenten Einkommenshypothese legt die Lebenszyklushypothese das Augenmerk explizit auf den Vermögensbestand und seine Fortentwicklung via Sparen, Verzinsung und Wertentwicklung.⁴⁷ Das Normaleinkommen wird bestandsbezogen aus den Lebenszyklusressourcen abgeleitet und berücksichtigt alle zukünftigen erwarteten Einkommen. Diese setzen sich aus dem Arbeits- und Vermögenseinkommen zusammen. Die Wirtschaftssubjekte richten ihre laufenden Konsumausgaben nicht am aktuellen Einkommen aus, sondern am Gegenwartswert der zukünftigen Arbeitseinkommen und am Nettovermögensbestand zu Beginn der betrachteten Periode. Vermögenspreisänderungen beeinflussen über eine Neubewertung des Vermögensbestands die Lebenszyklusressourcen (Normaleinkommen) und führen über intertemporale Optimierungskalküle zu einer Anpassung des Konsumverhaltens der privaten Haushalte. Ando und Modigliani zeigen, dass Vermögenseffekte nicht ausschließlich über Ströme-Zusammenhänge durch Vermögenseinkommen ausgelöst werden, sondern auch durch den Bestand an sich.⁴⁸ Als Finanzierungsquelle ist der Vermögensbestand in der Lage, vor dem Hintergrund temporärer Einkommensschwankungen, die Konsumwünsche der Wirtschaftssubjekte materiell zu ermöglichen und den Konsum über den Lebenszyklus zu glätten. Die Anpassung der Konsumausgaben infolge einer Wertsteigerung des Vermögens vollzieht sich jedoch nicht vollständig und unmittelbar, sondern vielmehr verteilen die privaten Haushalte den Vermögenszuwachs entsprechend ihrer individuellen Präferenzen auf alle Perioden innerhalb ihres Planungshorizonts.⁴⁹ Der Annuitätswert nimmt mit höherem Zinssatz zu und sinkt mit der Länge des Planungshorizonts. Langfristig planende Wirtschaftssubjekte werden mit ihrem laufenden Konsum auf Zuwächse im Vermögen schwächer reagieren als Haushalte mit kürzerem Horizont. Die Reaktion des Konsums auf Wertsteigerungen des Vermögens hängt neben dem Marktzinssatz und dem Planungszeitraum vor allem von der Erwartung bezüglich der Persistenz des Vermögenszuwachses sowie von der Fähigkeit der Realisation desselbigen ab. Die Hypothese der nutzenmaximalen Ressourcenallokation über die Zeit setzt rational agierende Wirtschaftssubjekte voraus, die jederzeit Überblick über ihre finanziellen Möglichkeiten haben. In der Realität werden den Konsumententscheidungen der Wirtschaftssubjekte nur eingeschränkt rationale Erwartungsbildung und intertemporale Optimierungskalküle zugrunde liegen. Die LCH stellt in diesen Punkten eine zu hohe Anforderung an die Vernunft und Weitsicht der privaten Haushalte.⁵⁰ Die Unsicherheit über den Todeszeitpunkt und der sehr lange Planungshorizont erschweren es den Haushalten, ihre Lebensressourcen intertemporal aufzuteilen. In Anbetracht der Unsicherheit über die zukünftigen Einkommensströme und der Fähigkeit der Konsumenten die ihnen zur Verfügung stehenden Informationen zu verarbeiten, kann die Lebenszyklushypothese als intertemporale Konsumtheorie nur eine begrenzt rationale Komponente der Konsumententscheidung modellieren. Fraglich ist, ob die Haushalte in der Lage sind, die Umweltzustände korrekt zu antizipieren und im Falle der LCH einen Konsumplan über den gesamten Lebenszyklus festzulegen und einzuhalten.⁵¹ Vor dem Hintergrund der Vermögenswerte in den Händen der älteren Kohorten kann auch das Vererbungsmotiv nicht vernachlässigt werden. Zudem unterliegen insbesondere die jüngeren Kohorten Kreditbeschränkungen der Kreditinstitute.

⁴⁷ Vgl. Klinger (2005), S. 97.

⁴⁸ Vgl. Klinger (2005), S. 136f.

⁴⁹ Vgl. Bandholz et al. (2006), S. 133.

⁵⁰ Vgl. Klinger (2005), S. 143f.

⁵¹ Vgl. Klinger (2005), S. 116.

Die Herleitung der Vermögenseffekte im Konsum auf der Basis der Lebenszyklushypothese gründet auf der linearen funktionalen Form der aggregierten Konsumfunktion von Ando und Modigliani.⁵² Der geplante optimale Konsum des i-ten Haushalts in der Periode t

$$(4.15) \quad C_{t,i}^* = m_i \cdot (H_{t,i} + W_{t,i})$$

hängt vom Humanvermögen (H_t) in der Periode t und dem Netto-Nichthumanvermögen (W_t), Finanz- und Sachvermögen, zu Beginn der Periode t sowie von der repräsentativen altersabhängigen marginalen Konsumneigung aus dem Gesamtvermögen m_i (Human-, Finanz- und Sachvermögen) ab. Über die Aggregation innerhalb jeder Altersgruppe – für die identische Präferenzen unterstellt werden – und über die anschließende Aggregation der Alterskohorten, erhalten wir den über alle Haushalte aggregierten geplanten Konsum in der Periode t:

$$(4.16) \quad C_t^* = m \cdot (H_t + W_t)$$

mit dem aggregierten Humanvermögen (gegenwärtiges und zukünftiges Einkommen), dem aggregierten Netto-Finanz- und Sachvermögen und der aggregierten marginalen Konsumneigung aus dem Gesamtvermögen (m). Die Aggregation ist zulässig, sofern die Alters- und Vermögensverteilung der einzelnen Kohorten über die Zeit stabil bleiben. Gleichung 4.16 lässt sich für eine Schätzung des Konsums nicht verwenden, da das Humanvermögen (H_t) nicht direkt messbar ist und durch eine Indikatorvariable ersetzt werden muss. Die tatsächlichen Konsumausgaben (C_t) der privaten Haushalte können von den intertemporal optimierten, geplanten Konsumausgaben ($\hat{C}_t$) abweichen. Zum einen können Persistenzen im Konsumverhalten, d.h. der Konsum der laufenden Periode hängt vom Konsum der Vorperiode ab – Abweichungen begründen und zum anderen können Schwankungen im Einkommen der laufenden Periode noch nicht als Information bei der intertemporale Nutzenmaximierung berücksichtigt worden sein:

$$(4.17) \quad \begin{aligned} C_t &= \hat{C}_t + \varepsilon_t \\ &= m \cdot (\hat{H}_t + W_t) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

mit dem aktuellen Konsum (C_t) und dem geplanten Konsum ($\hat{C}_t$) in Abhängigkeit der Proxy ($\hat{H}_t$) des nicht direkt beobachtbaren Humanvermögens (H_t) sowie einem Störterm ε_t , der die Abweichungen der tatsächlichen von den geplanten Konsumausgaben in Periode t abbildet. Gleichung 4.17 unterstellt, dass die marginale Konsumneigung aus der Indikatorvariable des Humanvermögens gleich der des Finanz- und Sachvermögens ist. Diese unrealistische Annahme wird in Gleichung 4.18 verworfen und dem Fakt Rechnung getragen, dass der Einfluss des Einkommens auf den Konsum größer als der des Vermögensbestandes zu Beginn der Periode ist. Wird zudem das verfügbare Einkommen als Proxy verwandt und die Annahme eines proportionalen Zusammenhangs zum Indikator des Humanvermögens der Form $\hat{H}_t = k \cdot Y_t$ unterstellt, erhalten wir:

$$(4.18) \quad C_t = b Y_t + d W_t + \varepsilon_t$$

⁵² Die Ableitung der Vermögenseffekte im Konsum ist an die Vorgehensweise von Davis and Palumbo (2001) angelehnt.

Der Konsum der Haushalte in der Periode t hängt vom zeitgleichen verfügbarem Einkommen und dem Nettovermögensbestand zu Beginn der Periode t ab. Die Koeffizienten b und d stellen die marginalen Konsumneigungen des verfügbaren Einkommens (b) und des Vermögens (d) dar. Der Vermögenseffekt im Konsum wird theoretisch durch ein mit positivem Vorzeichen versehenen Koeffizienten d abgebildet.

Die Schätzung der Gleichung 4.18 ist mit statistischen Problemen verbunden, da auf Grund der zu erwartenden Nichtstationarität der beteiligten ökonomischen Größen Konsum, Einkommen und Vermögen die Gefahr der Heteroskedastizität des Zufallsfehlers auftreten kann. Die drei Variablen in ihren Niveaus weisen ein starkes Trendverhalten auf. Folglich nehmen der absolute Wert und damit einhergehend möglicherweise auch die Varianz des Fehlers der Gleichung 4.18 über die Zeit zu. Aus der Problematik der OLS-Schätzung bei Varianzinhomogenität der Störvariablen ε_t resultierten verzerrte Varianzschätzer der Koeffizienten b und d – mit der Folge, dass die t -Statistik als Prüfgröße der Signifikanz der geschätzten Koeffizienten ebenfalls verzerrt ist.⁵³ Die Anwendung des t -Tests vermittelt dann nicht mehr zuverlässige Aussagen zur Signifikanz der Einflussgrößen Einkommen und Vermögen auf den Konsum der privaten Haushalte. Zwei gebräuchliche Wege umgehen bzw. mildern diese Problematik:⁵⁴

Erstens, die Größen der Gleichung 4.18 werden neu skaliert, indem die Niveaus aller Variablen durch das verfügbare Einkommen geteilt werden:

$$(4.19) \quad \frac{C_t}{Y_t} = b + d \frac{W_t}{Y_t} + \frac{\varepsilon_t}{Y_t}$$

Zweitens, die Approximation eines multiplikativen Modells der Größen der Gleichung 4.18 zuzüglich eines Absolutgliedes mit dem natürlichen Logarithmus:

$$(4.20) \quad \begin{aligned} C_t &= A \cdot Y_t^\beta \cdot W_t^\delta \cdot \varepsilon_t \quad \text{oder} \\ \ln C_t &= \alpha + \beta \ln Y_t + \delta \ln W_t + \varepsilon_t^* \end{aligned}$$

mit $\alpha = \ln A$ und $\varepsilon_t^* = \ln \varepsilon_t$. Die Koeffizienten (Exponenten des multiplikativen Modells) β und δ bilden die Elastizitäten des Einkommens und des Finanz- und Sachvermögens ab. Sind die transformierten Reihen des Konsums, des Einkommens und des Vermögens kointegriert, stellen die transformierten Fehler $\frac{\varepsilon_t}{Y_t}$ und ε_t^* einen stationären Restprozess dar. Die

Anwendung der Kleinst-Quadrat-Methode führt zu superkonsistenten Koeffizientenschätzern.⁵⁵ Der interessierende geschätzte Koeffizient des Vermögens ($\hat{\delta}$) gibt dann die Durchschnittselastizität, d.h. die prozentuale Reaktion des Konsums auf eine einprozentige Veränderung des Vermögensbestandes wieder:

$$\varepsilon_{C,W} = \frac{\frac{dC}{C}}{\frac{dW}{W}} = \frac{\frac{dC}{dW}}{\frac{C}{W}} = \frac{dC}{dW} \cdot \frac{W}{C}$$

⁵³ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 99.

⁵⁴ Vgl. Davis and Palumbo (2001), S. 17f.

⁵⁵ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 244.

Mit Hilfe der Konsum-Vermögensrelation ist die Vermögenselastizität in die marginale Konsumneigung des Vermögens überführbar. Die Idee, den Vermögenseffekt als die marginale Konsumneigung aus dem Vermögen zu bestimmen, geht dabei auf die Modellierung einer Konsumfunktion mit den Argumenten verfügbares Einkommen und Vermögen zurück.

Unter Berücksichtigung der in Kapitel 3 dargelegten differenzierten Transmissionswege in Abhängigkeit der Vermögenskategorie, wird in Gleichung 4.20 das Vermögen (W_t) in seine Bestandteile Finanz- (F_t) und Sachvermögen (S_t) disaggregiert, wobei das Finanzvermögen der Haushalte durch das Geld- und Aktienvermögen und das Sachvermögen durch das Immobilienvermögen dominiert ist:

$$(4.21) \quad \ln C_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta_1 \ln F_t + \delta_2 \ln S_t + \varepsilon_t$$

Die Elastizitäten δ_1 und δ_2 repräsentieren die disaggregierten Vermögenseffekte aus dem Finanz- und Sachvermögen. Die makroökonomische Konsumfunktion der Gleichung 4.21 kann um weitere, den Konsum erklärende Größen ergänzt werden. Dies trägt der an der LC/PIH geäußerten Kritik Rechnung, dass die Höhe der zukünftigen Einkommensströme mit Unsicherheit behaftet ist und somit Auswirkungen auf die Konsum- und Sparentscheidungen der Wirtschaftssubjekte entfaltet.⁵⁶ Aus diesem Grund werden in einzelnen empirischen Untersuchungen u.a. die Inflationsrate und die Arbeitslosenquote zur Abbildung der Unsicherheit des zukünftigen Einkommensstroms in die langfristige Konsumfunktion aufgenommen.⁵⁷ Darüber hinaus werden mit der Integration der Geldmarktzinsen (I_t) mögliche Substitutionseffekte im Konsum berücksichtigt:

$$(4.22) \quad \ln C_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta_1 \ln F_t + \delta_2 \ln S_t + \kappa I_t + \varepsilon_t$$

Im Gegensatz zum im Kapitel 3 beschriebenen Substitutionseffekt misst der Substitutionseffekt hier den direkten Effekt der Geldmarktzinsen auf den Konsum. Die kurzfristigen Zinsen am Geldmarkt beeinflussen den intertemporalen Preis des Konsums in folgender Weise: Steigende (fallende) Zinsen verteuern (verbilligen) den Gegenwartskonsum im Vergleich zum Zukunftskonsum und führen zu einer Reduktion (Anstieg) der laufenden Konsumausgaben. Entsprechend der theoretischen Überlegung ist ein negatives Vorzeichen für κ zu erwarten. Im Gegensatz zum Kapitel 4.1 werden die Nominalzinsen und nicht die um die Inflationsrate bereinigten Geldmarktzinsen in die Konsumfunktion aufgenommen. An Hand eines einfachen Kreditmodells verdeutlichen Illing und Klüh, dass für Haushalte, die Kreditbeschränkungen unterliegen, die Nominalzinsen von entscheidender Bedeutung sind: Haushalte, die den Konsumstrom glätten wollen, werden bei hohen Nominalzinsen vor einer Kreditaufnahme – mit dem Ziel der Ausweitung des Konsums – abgehalten, da bei konstanter Tilgung die Realbelastung in der Anfangsphase der Kreditrückzahlung mit steigenden Nominalzins zunimmt.⁵⁸ Niedrige Nominalzinsen wirken selbst bei gleich hohen Realzinsen, infolge der gelockerten Kreditrestriktionen in einem Umfeld sinkender Inflationsraten und nominaler Zinsen, stimulierend auf die Konsumausgaben der Wirtschaftssubjekte. Die Spezifikation der Gleichung 4.22 lässt sich als langfristige Kointegrationsbeziehung auffassen. Im empirischen Teil der Arbeit wird geprüft, ob die Konsumdynamik mit Hilfe eines Fehlerkorrekturmodells beschrieben werden kann.

⁵⁶ Vgl. Boone et al. (1998), S. 7f.

⁵⁷ Vgl. Andre et al. (2004); Girouard und Blöndal (2001).

⁵⁸ Vgl. Illing und Klüh (2004), S. 6.

4.4 Lebenszyklushypothese als multikointegrierte Konsumfunktion

Ein alternativer Weg den Vermögenseffekt im Konsum zu schätzen, ist die Modellierung einer multikointegrierten Konsumfunktion auf der Grundlage der Lebenszyklushypothese. In dieser wird der Konsum durch das Einkommen und das Vermögen als kumulierte Ersparnis (mit Trend) erklärt. Hassler (2000, 2001) hebt die Bedeutung linearer Trends für die Erklärung ökonomischer Größen hervor und beschreibt, dass ein vielfach festgestellter signifikanter linearer Zeittrend in geschätzten Konsumfunktionen auf der Grundlage der absoluten Einkommenshypothese⁵⁹ nach Keynes (1936) oder der „habit-persistence“-Funktion⁶⁰ nach Brown (1952) auf die Vernachlässigung einer ökonomisch relevanten Variable mit Trend hinweist.⁶¹ Die Beachtung des Vermögens als kumulierte Ersparnis stellt im Rahmen des Ansatzes der Multikointegration einen alternativen Weg dar. Konsum und Einkommen sind dann multikointegriert, wenn Konsum und Vermögen kointegriert sind.⁶² Dies impliziert, dass der Einfluss des Einkommens und Vermögens auf den Konsum nicht durch eine statische Kointegrationsregression geschätzt werden kann, da die Parameterschätzer verzerrt wären.⁶³ Hassler schlägt deshalb vor, die Parameter einer Fehlerkorrekturgleichung zu schätzen und anschließend die Gleichung nach der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung der Variablen zu lösen und die langfristigen Multiplikatoren (Elastizitäten) von Einkommen und Vermögen zu berechnen.

Das Konzept der Multikointegration geht auf Granger und Lee (1990) zurück und impliziert in einem System aus drei I(1)-Variablen zwei linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen, in der die dritte Variable – in diesem Fall das Vermögen – durch Kumulation der stationären Gleichgewichtsbeziehung (die Summe des Sparens) der bivariaten Kointegration von Konsum und Einkommen gebildet wurde.⁶⁴ Nach Granger und Lee führt eine multikointegrierte Konsumfunktion zu einer Fehlerkorrekturgleichung folgender Gestalt:

$$(4.23) \quad \begin{aligned} \Delta \ln C_t &= c_0 + \gamma_1 \ln S_{t-1} + \gamma_2 (\ln C_{t-1} - \lambda \ln W_{t-1}) \\ &\quad + \sum_{i=1} (g_{i,c} \Delta \ln C_{t-i} + g_{i,y} \Delta \ln Y_{t-i}) + g_{0,y} \Delta \ln Y_t + \eta_t \\ \text{mit } \ln S_{t-1} &= \ln C_{t-1} - \ln Y_{t-1} \quad \text{und} \quad \ln W_{t-1} = \sum_{i=1}^{t-1} (\ln Y_i - \ln C_i) \end{aligned}$$

Multikointegration liegt vor, wenn $\gamma_2 \neq 0$ ist. Für $\gamma_2 = 0$ erhält man eine Fehlerkorrekturgleichung einer bivariaten Kointegrationsbeziehung zwischen Konsum und Einkommen. Kann die Annahme der Multikointegration nicht verworfen werden, führen

⁵⁹ Die absolute Einkommenshypothese nach Keynes erklärt den Konsum als eine Funktion des laufenden Einkommens der privaten Haushalte, wobei von einer unterproportionalen Konsumsteigerung bei einer Einkommenssteigerung um eine Einheit ausgegangen wird. Das vergangene und zukünftige Einkommen sowie das Vermögen der Haushalte gehen nicht als Argumente in die Konsumfunktion nach Keynes ein. (Vgl. Wohltmann (2000), S. 49)

⁶⁰ Die Habit-Persistence Hypothese von Brown beschreibt die zeitliche Anpassung der Konsumgewohnheiten der privaten Haushalte an Veränderungen im verfügbaren Einkommen. Es wird unterstellt, dass aus der Trägheit im Verhalten der Konsumenten eine nur zögernde und schrittweise Anpassung des Konsums auf Veränderungen im Einkommen resultiert. Die Wirtschaftssubjekte neigen zur Orientierung am Konsumniveau der Vorperiode und am Einkommen der laufenden Periode. (Hall (1978))

⁶¹ Vgl. Hassler (2000), S. 228ff.

⁶² Vgl. Hassler (2001), S. 37.

⁶³ Vgl. Hassler (2001), S. 32.

⁶⁴ Vgl. Hassler (2001), S. 34f. und Hassler (2000), S. 233f.

nichtlineare Kombinationen der geschätzten Koeffizienten von γ_1 und γ_2 zu den langfristigen Multiplikatoren, d.h. zu den Elastizitäten des Einkommens und Vermögens:

$$\hat{\beta} = \frac{\hat{\gamma}_1}{\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2} \quad \text{und} \quad \hat{\delta} = \frac{-\hat{\gamma}_3}{\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_2}$$

Die Reaktion des Konsums auf Einkommens- und Vermögensvariationen in der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung gemäß der LCH kann wie folgt formuliert werden:⁶⁵

$$(4.24) \quad \ln C_t = \beta \ln Y_t + \delta \ln W_t + \varepsilon_t$$

Die multikointegrierte Lebenszyklushypothese ist infolge der beiden linear unabhängigen Kointegrationsvektoren besonders geeignet die Konsumdynamik zu erklären und zwei scheinbar widersprüchliche Eigenschaften zu verbinden: Zum einen gibt es eine stationäre Linearkombination von Konsum und Einkommen ohne Trend (die Ersparnis) und zum anderen liefert das multikointegrierte Modell die Erklärung für einen linearen Zeittrend in der Konsumfunktion.⁶⁶ Darüber hinaus ist hervorzuheben, dass das Vorgehen von Hassler – die Vermögensvariable aus der Kumulation der Sparströme zu bilden – der vielfach vernachlässigten Problematik der Verknüpfung von Strom- und Bestandsgrößen Beachtung schenkt.⁶⁷ Ein Nachteil ist in der Konstruktion der Vermögensvariablen zu sehen. Vermögenseffekte im Konsum, hervorgerufen durch Preisschwankungen des Bestandsvermögens auf den Vermögensmärkten, lassen sich so nicht abbilden und quantifizieren. Mit dem Ansatz von Hassler kann lediglich ein Teil des Vermögens der privaten Haushalte erfasst werden.

4.5 Trägheitsannahme des Konsumwachstums

Die Schätzung der Vermögenseffekte im Konsum entsprechend der LC/PIH gründet auf der log-linearen Approximation der intertemporalen Budgetbeschränkung (Lebensressourcen) der Haushalte und findet Ausdruck in einer Kointegrationsbeziehung zwischen den Größen Konsum, Einkommen und Vermögen. Diese impliziert eine stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehung. Schocks im Produktivitätswachstum oder starke Schwankungen in den Zinsen können die Erwartungsbildung der Wirtschaftssubjekte bezüglich ihrer zukünftigen Einkommensströme beeinflussen und möglicherweise die stabile Kointegrationsbeziehung verwerfen. Carroll et al. popularisierten mit ihrer „Trägheitsannahme des Konsumwachstums“ einen alternativen Ansatz Vermögenseffekte im Konsum zu schätzen. Unter der Annahme, dass sich der Konsum stabiler als das Einkommen und Vermögen entwickelt, haben vorhersehbare Veränderungen des Vermögens keine Auswirkungen auf das Konsumverhalten der Haushalte. Demgegenüber veranlassen unerwartete Schwankungen im Vermögen die Haushalte ihre intertemporale Optimierung anzupassen. Die Anpassung des Konsums auf einen Einkommens- oder Vermögensschock vollzieht sich hingegen nur allmählich. Dieses Konsumverhalten ist unter dem Begriff „habit-formation“ (Trägheit der Konsumgewohnheiten) bekannt. Trägheit im Verhalten der Konsumenten bewirkt eine nur zögernde und schrittweise Anpassung des Konsums an Veränderungen im Einkommen und

⁶⁵ Hassler verzichtet auf ein absolutes Glied in der langfristige Konsumfunktion (4.24), da bereits in der Gleichung 4.23 (Fehlerkorrekturmodell) ein Absolutglied aufgenommen wurde.

⁶⁶ Vgl. Hassler (2000), S. 234.

⁶⁷ Vgl. Klinger (2005), S. 16.

Vermögen. Carroll et al. unterstellen, dass die Konsumenten in ihrer Gesamtheit auf neue Informationen eher langsam als unmittelbar reagieren und dies sich in einer log-linearen Approximation der Euler-Gleichung in Form der Gleichung 4.25 widerspiegelt – obwohl die individuellen Konsumgewohnheiten der Haushalte einem Random Walk⁶⁸ ($\lambda_i = 0$) folgen können.⁶⁹

$$(4.25) \quad \Delta \log C_t = \mu_0 + \lambda \Delta \log C_{t-1} + \varepsilon_t$$

Die Trägheitsannahme des Konsumwachstums drückt sich durch einen positiv von Null verschiedenen autoregressiven Koeffizienten λ aus. Das Konsumwachstum weist dann ein persistentes Verhalten auf, d.h. die aktuelle Konsumdynamik hängt vom Wachstum der Vorperiode ab. Die Haushalte neigen zur Orientierung am Konsumwachstum der Vergangenheit. Hinter dem Störterm ε_t verbergen sich unerwartete Schocks auf das Konsumwachstum – insbesondere Veränderungen im Einkommen und Vermögen:

$$(4.26) \quad \varepsilon_t = \alpha_y \Delta \log Y_t + \alpha_w \Delta \log W_t + \eta_t$$

Die Koeffizienten α_y und α_w geben die Stärke der Reaktion des Konsumwachstums auf unerwartete Schocks im Einkommens- und Vermögenswachstums wieder. Der Effekt eines einprozentigen Anstiegs der Wachstumsrate des Vermögens zum Zeitpunkt $t - s$ auf das Konsumwachstum ist $\alpha_w \lambda^s$. Für die langfristigen (kumulierten) Effekte aus dem Einkommen und Vermögen als Summe der partiellen Effekte gilt: $\alpha_y \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i = \alpha_y / (1 - \lambda)$ und $\alpha_w \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i = \alpha_w / (1 - \lambda)$. Um die marginalen Konsumneigungen zu bestimmen, wird die Gleichung 4.25 rückwärts iteriert und wie folgt umgeformt:

$$(4.27) \quad \Delta \log C_t - \lambda^k \Delta \log C_{t-k} = \hat{\mu}_k + \sum_{i=2}^{k-1} \lambda^i (\alpha_y \Delta \log Y_{t-i} + \alpha_w \Delta \log W_{t-i}) + \tilde{\eta}_{k,t}$$

$$\text{mit } \tilde{\eta}_{k,t} = \varepsilon_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=2}^{k-1} \lambda^i \eta_{t-i}$$

Carroll et al. empfehlen bei der Schätzung der kurz- und langfristigen Wirkung des Vermögens auf den Konsum folgendes mehrstufige Vorgehen:⁷⁰

1. Die Schätzung der Gleichung 4.25 mit der Instrumentvariablenmethode: $\Delta \log C_t = Z'_{t-1} + v_t$ mit Z_{t-1} als Vektor der Instrumente. Als Instrumentvariablen dienen verzögerte Wachstumsraten oder Größen, die sich durch eine hohe Vorhersagekraft bezüglich des Konsumwachstums auszeichnen. Zu diesen zählen u.a. das Verbrauchervertrauen, Aktienrenditen, Hauspreisrenditen, Zinssätze und das Einkommenswachstum.

⁶⁸ Die Random Walk Hypothese des Konsums von Hall (1978) kombiniert die Permanente Einkommenshypothese von Friedman und die Lebenszyklushypothese von Modigliani mit der Annahme, dass die Wirtschaftssubjekte einer rationalen Erwartungsbildung bezüglich ihrer zukünftigen Einkommensströme unterliegen. Der Konsum im Niveau folgt einen Irrfahrtsprozess (Random Walk) und wird ausschließlich vom Konsumniveau der Vorperiode sowie neuen Informationen in der laufenden Periode beeinflusst. Ökonomische Größen wie das Einkommen oder das Vermögen tragen nicht zur Erklärung des Konsums bei. Entsprechend der Random Walk Hypothese nach Hall sind Änderungen im Konsum nicht prognostizierbar.

⁶⁹ Vgl. Slacalek (2006), S. 5f.

⁷⁰ Vgl. Carroll et al. (2006), S. 6; Slacalek (2006), S. 6.

2. Auf der zweiten Stufe wird für alternative Verzögerungen (k), unter Verwendung des auf der ersten Stufe geschätzten autoregressiven Koeffizienten $\hat{\lambda}$ – als fester Parameter, die Gleichung 4.27 mit der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt.
3. Anschließend werden die Schätzwerte von α_y und α_w in die kurz- und langfristigen marginalen Konsumneigungen – getrennt nach Einkommen und Vermögen – überführt.

Eine Untersuchung der Vermögenseffekte im Konsum für acht OECD-Länder – in der die methodische Vorgehensweise von Carroll bzw. Carroll et al. mit der Kointegrationsmethodologie verglichen wurde – ergab, dass die zwei Verfahren in Bezug auf die marginalen Konsumneigungen aus dem Vermögen zu ähnlichen Resultaten gelangten.⁷¹ Die aus der Kointegrationsanalyse hervorgegangenen Schätzwerte lagen nur geringfügig über denen des Trägheitsansatzes des Konsumwachstums.⁷²

5 Ökonometrische Methodologie

Das auf Granger (1981, 1986) zurückgehende Konzept der Kointegration verbindet statistisch-zeitreihenanalytische Verfahren mit dem ökonomischen Gleichgewichtsgedanken und ermöglicht die Analyse langfristiger Gleichgewichtsbeziehungen zwischen nicht-stationären Variablen.⁷³ Besteht eine stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den zu untersuchenden ökonomischen Größen, bewegen sie sich, abgesehen von vorübergehenden Schwankungen, nicht dauerhaft voneinander weg. Aus der Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese wurde die Annahme abgeleitet, dass Konsum, Einkommen und Vermögen einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen, d.h. sie sind kointegriert. Lassen sich die drei Variablen als integriert der Ordnung Eins charakterisieren, erzeugt im Falle der Kointegration eine Linearkombination dieser Variablen einen stationären Restprozess. Diese stationären Abweichungen („Fehler“) unterliegen der Tendenz zur Rückbildung in Richtung des langfristigen Gleichgewichts, das durch die genannte lineare kointegrierende Beziehung bestimmt wird. Die Kointegrationsbeziehung findet Ausdruck in der folgenden makroökonomischen Konsumfunktion:

$$(5.1) \quad c_t = \alpha + \beta y_t + \delta w_t + u_t$$

Mit c_t , y_t und w_t als den natürlichen Logarithmen der Niveaugrößen. Damit wäre eine lineare kointegrierende Gleichgewichtsbeziehung postuliert, falls die logarithmierten Variablen integriert sind und der Fehlerprozess u_t stationär ist. Der langfristige Vermögenseffekt im Konsum wird durch den Koeffizienten δ abgebildet. Der Einfluss des Einkommens auf den Konsum im langfristigen Gleichgewicht wird durch β ausgedrückt. Der Störterm u_t umfasst im Falle der Kointegration die stationären Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung. Die Anpassung der einzelnen Variablen an das langfristige

⁷¹ Vgl. Slacalek (2006).

⁷² Auf den empirischen Nachweis von Vermögenseffekten im Konsum auf der Grundlage des Trägheitsansatzes des Konsumwachstums wird in dieser Arbeit verzichtet.

⁷³ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 182.

Gleichgewicht kann bei Vorliegen von Kointegration durch ein Fehlerkorrekturmodell beschrieben werden. Nach dem Granger-Repräsentationstheorem lässt sich der dynamische Anpassungsprozess kointegrierter Variablen an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung durch ein Fehlerkorrekturmodell darstellen, dessen Existenz wiederum aus dem Theorem von Granger abgeleitet ist.⁷⁴ Bei stationären Abweichungen ist in den Folgeperioden eine systemimmanente Rückbildung in Richtung des langfristigen Gleichgewichts zu erwarten.

Der Test auf Kointegration kann mit Hilfe verschiedener Verfahren erfolgen: zum einen die Schätzung einer multivariaten Einzelgleichung mit dem Zweistufigen Verfahren (EG2) von Engle und Granger (1987). Anwendung findet dieses, wenn die drei Variablen der Gleichung 5.1 den Integrationsgrad Eins aufweisen und zwischen ihnen genau eine Kointegrationsbeziehung besteht, die alle Variablen benötigt.⁷⁵ Zum anderen der Test auf Kointegration auf der Grundlage der Gleichung 5.1 mit dem von Stock und Watson (1993) entwickelten dynamischen OLS-Ansatz (DOLS). Der DOLS-Ansatz hat gegenüber dem EG2-Verfahren den Vorteil, dass der OLS-Schätzer einer „effizienten Korrektur“ unterzogen wird – mit dem Ziel, Unkorreliertheit von Regressoren und Residuen und damit die asymptotische Normalität zu gewährleisten.⁷⁶ Diese Problematik ist auch unter den Stichworten Endogenität oder Mangel an Exogenität der erklärenden Variablen bekannt.⁷⁷ Alternativ zu den multivariaten Einzelgleichungsansätzen kann der Test auf Kointegration bei mehr als zwei $I(1)$ -Variablen auf der Grundlage eines vektorautoregressiven Modells (VAR) durchgeführt werden. Der Anwendung eines Mehrgleichungsansatzes trägt dem Umstand Rechnung, dass in einer Konsumfunktion mit mehr als einer unabhängigen Variablen mehr als eine Kointegrationsbeziehung existieren könnte. In diesem Fall sind die Einzelgleichungsansätze nicht mehr eindeutig.⁷⁸ Die Bestimmung der Anzahl der linear unabhängigen Kointegrationsvektoren (-beziehungen) und die anschließende Schätzung der Parameter ist u.a. mit der von Johansen (1988) entwickelten Systemschätzung möglich. Die drei Verfahren zum Schätzen und Testen auf Kointegration werden im Folgenden näher vorgestellt und im empirischen Teil des Diskussionsbeitrages auf den identischen Datensatz angewandt und die Ergebnisse kritisch miteinander verglichen.

5.1 EG2 von Engle und Granger

Das Zweistufige Verfahren von Engle und Granger (EG2) stellt eine Möglichkeit dar, Zeitreihen auf Kointegration zu testen und die Parameter der kointegrierenden Beziehung zu schätzen. Folgende Schritte bilden das Vorgehen ab:⁷⁹

1. Bestimmung des Integrationsgrades jeder Variablen.
2. Schätzung der statischen Regression der Gleichung 5.1 mit OLS.
3. Test der Residuen auf Stationarität.

⁷⁴ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 241.

⁷⁵ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 188f.

⁷⁶ Vgl. Hassler (2004), S. 101f.

⁷⁷ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 36.

⁷⁸ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 196ff.

⁷⁹ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 244.

Sind c_t , y_t und w_t integriert erster Ordnung, d.h. sie besitzen eine Einheitswurzel in den logarithmierten Niveaus, lassen sich die Zeitreihen durch Bildung der ersten Differenzen in einen stationären Prozess überführen. Die Residuen der mit der Kleinst-Quadrat-Methode geschätzten statischen Regression werden mit Hilfe von Einheitswurzeltests auf Stationarität untersucht. Unter Verwendung des Augmented Dickey-Fuller-Test wird die Nullhypothese der Existenz einer Einheitswurzel gegen die Alternativhypothese der Abwesenheit dieser, $\hat{u}_t$, ist stationär, getestet. Dementsprechend findet eigentlich ein Test auf Nichtstationarität der Residuen Anwendung. Aus der Ablehnung der Einheitswurzel wird der Nachweis der Kointegration zwischen Konsum, Einkommen und Vermögen geschlussfolgert – mit dem kointegrierenden Vektor $(1, -\beta, -\delta)$. Die drei Größen weisen einen gemeinsamen stochastischen Trend auf. Abgesehen von vorübergehenden Schwankungen, bewegen sie sich dann nicht dauerhaft voneinander weg. Die Anpassung des Konsums an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung kann dann unter bestimmten statistischen Bedingungen durch das folgende allgemeine Fehlerkorrekturmodell (ECM) beschrieben werden:

$$(5.2) \quad \Delta c_t = \sum_{i=1}^n \rho_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2,i} \Delta w_{t-i} + \gamma (\hat{u}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Die Konsumdynamik hängt von ihrer Persistenz (Δc_{t-i}) und den kontemporären und verzögerten Wachstumsraten des Einkommens und Vermögens ab. Diese bilden die kurzfristige, nur transitorische Dynamik des Systems. Die Koeffizienten $\hat{\delta}_i$ schätzen den kurzfristigen Einfluss des Vermögens auf den Konsum. Somit lassen sie sich als kurzfristige Vermögenseffekte im Konsum interpretieren. Der Fehlerkorrekturterm beinhaltet die in der Vorperiode aufgetretenen Abweichungen des Konsums von seinem langfristigen gleichgewichtigen Wert. Der Anpassungskoeffizient vor dem Fehlerkorrekturterm (γ) sollte ein negatives Vorzeichen aufweisen, sodass bei positiver Abweichung im Vorquartal, d.h. der empirisch beobachtete Konsum liegt oberhalb seines gleichgewichtigen Wertes, das Konsumwachstum gedämpft wird und der laufende Konsum sich an das langfristig geplante Niveau anpasst. Der Koeffizient γ gibt die Anpassungsgeschwindigkeit wieder, mit der das System in Richtung seines langfristigen Gleichgewichts zurückkehrt. Im Mittel wird in $1/\gamma$ Perioden der Fehler der Vorperiode korrigiert. Der Störterm ε_t soll die die White-Noise Eigenschaften erfüllen. Das Fehlerkorrekturmodell enthält im Falle der Kointegration nur stationäre Variablen. Die Parameter der Fehlerkorrekturgleichung können mit der Kleinst-Quadrat-Methode konsistent und asymptotisch normalverteilt geschätzt werden.⁸⁰ Die EG2 Methode von Engle und Granger fungiert vielfach als Benchmark-Verfahren, da es einfach durchzuführen ist und meist anschauliche Ergebnisse liefert.

5.2 Dynamisches OLS nach Stock und Watson

Wie die statische Herangehensweise von Engle und Granger setzt auch das von Stock und Watson popularisierte Verfahren DOLS voraus, dass die Variablen der Konsumfunktion integriert erster Ordnung sind und genau einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen.⁸¹ Zudem sollten die erklärenden Variablen untereinander nicht kointegriert sein.⁸² Sind die drei

⁸⁰ Vgl. Ectey et al. (2001), S. 245.

⁸¹ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 188.

⁸² Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 190.

Annahmen erfüllt, kann mit Hilfe von Einheitswurzeltests der Nachweis der Kointegration erbracht werden und die Schätzung der Parameter der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung (Konsumfunktion) mit der Kleinst-Quadrat-Methode liefert super-konsistente Schätzer. Allerdings sind die t-Statistiken im Allgemeinen nicht asymptotisch normalverteilt, da vielfach das Problem der Regressor-Endogenität auftritt, d.h. die Regressoren sind mit der Störvariable der Gleichung 5.1 (u_t) korreliert.⁸³ Aus diesem Grund wird der OLS-Schätzer einer „effizienten Korrektur“ unterzogen – mit dem Ziel, Unkorreliertheit von Regressoren und Residuen und damit die asymptotische Normalität zu gewährleisten.⁸⁴ Um die Unkorreliertheit zu erreichen, wird in der Praxis eine Korrektur der Gleichung 5.1 vorgenommen, indem verzögerte, kontemporäre und zukünftige erste Differenzen der erklärenden Variablen (Einkommen und Vermögen) als zusätzliche Regressoren in die langfristige Konsumfunktion aufgenommen werden. Stock und Watson sprechen in diesem Zusammenhang vom dynamischen OLS-Schätzer (DOLS).⁸⁵

Eine makroökonomische Konsumfunktion lässt sich auf der Grundlage des DOLS-Ansatzes wie folgt spezifizieren:

$$(5.3) \quad c_t = \alpha + \beta y_t + \delta w_t + \sum_{i=-k}^k \theta_{1,i} \Delta y_{t+i} + \sum_{i=-k}^k \theta_{2,i} \Delta w_{t+i} + u_t^*$$

$$\text{mit } u_t^* = u_t - \sum_{i=-k}^k \theta_{1,i} \Delta y_{t+i} + \sum_{i=-k}^k \theta_{2,i} \Delta w_{t+i}$$

Die Koeffizienten $\theta_{1,i}$ und $\theta_{2,i}$ bieten keinen ökonomischen Erklärungsgehalt, sondern dienen dem statistischen Zweck Unkorreliertheit zwischen den Regressoren Einkommen und Vermögen und dem Störterm herzustellen, d.h. den Mangel an Exogenität zu beheben. Der Parameter k muss nicht so gewählt werden, dass die Regressionsresiduen $\hat{u}_t^*$ frei von Autokorrelation sind.⁸⁶ Es empfiehlt sich Informationskriterien wie das von Schwarz entwickelte (bayesianische) Kriterium (SBC) zu nutzen, um die Lead und Lag Struktur der ersten Differenzen der Regressoren festzulegen. Infolge der geringen Anzahl von Beobachtungswerten wird im empirischen Teil der Arbeit die Länge der zukünftigen und verzögerten Differenzen für alle erklärenden Variablen auf $k = 1$ begrenzt. Neben der Problematik der Regressor-Endogenität kann in den geschätzten Residuen der Gleichung 5.3 das Problem der Heteroskedastizität auftreten. Während die Residuen nicht zwingend frei von Autokorrelation sein müssen, resultiert aus der Heteroskedastizität ein verzerrter Varianzschätzer, sodass die t-Statistik als Prüfgröße der Signifikanz der geschätzten Koeffizienten der Konsumfunktion verzerrt ist. Auf Grund dessen können, bei Beobachtung der Heteroskedastizität, die Regressionsresiduen mit der von Newey und West (1987) entwickelten Bereinigung angepasst werden.

Die kurzfristige Dynamik des Konsums kann unter bestimmten statistischen Bedingungen durch das folgende Fehlerkorrekturmodell dargestellt werden:⁸⁷

$$(5.4) \quad \Delta c_t = \sum_{i=1}^n \rho_i \Delta c_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{1,i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2,i} \Delta w_{t-i} + \gamma(c_{t-1} - \hat{\beta} y_{t-1} - \hat{\delta} w_{t-1}) + \varepsilon_t$$

⁸³ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 191.

⁸⁴ Vgl. Hassler (2004), S. 101f.

⁸⁵ Vgl. Stock und Watson (1993), S. 786.

⁸⁶ Vgl. Hassler (2004), S. 103.

⁸⁷ In Anlehnung an Ludvigson und Steindel (1999), S. 39.

Der Erklärungsgehalt der zukünftigen und verzögerten Wachstumsraten der unabhängigen Variablen geht nicht in den Gleichgewichtsfehler der Vorperiode ein. Da der in der langfristigen Konsumfunktion enthaltene Niveauzusammenhang zusätzlichen Informationsgehalt für die Erklärung des Wachstums der Größen Einkommen und Vermögen beinhalten kann, besteht die Möglichkeit, die kurzfristige Dynamik in einem vektorautoregressiven Modell darzustellen – mit dem Gleichgewichtsfehler der Vorperiode als zusätzlichem stationären Regressor.⁸⁸ Die Einzelgleichungsschätzung der langfristigen Konsumfunktion wird in einem zweiten Schritt um die Darstellung der kurzfristigen Dynamik ergänzt. Die Möglichkeit die langfristige Gleichgewichtsbeziehung und die kurzfristige Dynamik in einem System zu schätzen, ist mit dem Johansen-Verfahren gegeben.

5.3 Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) und Johansen-Verfahren

Die unverzerrte Schätzung der Parameter der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung (Gleichung 5.1) mit der EG2-Methode und dem DOLS-Ansatz setzt voraus, dass zwischen den drei Variablen, mit dem Integrationsgrad Eins, genau eine Kointegrationsbeziehung besteht. Sind hingegen die Regressoren bereits untereinander kointegriert, können mehrere, hier maximal zwei, linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen existieren.⁸⁹ Der Einzelgleichungsansatz ist dann nicht länger adäquat.⁹⁰ Die Kointegration zwischen Konsum, Einkommen und Vermögen wird nicht ausschließlich durch eine Regressionsbeziehung Konsumfunktion dargestellt, in der der Konsum reagierend auf das Einkommen und das Vermögen abgebildet ist, sondern findet Ausdruck in einer Gleichgewichtsbeziehung zwischen mehreren gleichberechtigten Variablen. Das Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) ist dabei geeignet, die LC/PIH in ein ökonometrisches Mehrgleichungsmodell zu fassen. In diesem wird nicht nur das Konsumverhalten – theoretisch gespalten in eine langfristige Konsumfunktion und die kurzfristige Konsumdynamik, die vor dem Hintergrund des langfristigen Gleichgewichts ständig korrigiert wird – erklärt; sondern darüber hinaus werden mögliche Feedback-Effekte wie der Einfluss des Konsums auf die Entwicklung der Vermögenspreise und damit auf das Vermögen sowie die Auswirkungen des Konsums und Vermögens auf das Einkommenswachstum als Indikator der konjunkturellen Entwicklung erfasst. Das VECM ermöglicht eine adäquate statistische Beschreibung der linearen Beziehungen nichtstationärer, genauer integrierter Variablen und fasst die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen sowie die kurzfristige Dynamik in einem System zusammen.⁹¹ Da die Konsumfunktion mehr als zwei $I(1)$ -Variablen enthält, muss zuerst der Kointegrationsrang bestimmt werden, d.h. die Anzahl der linear unabhängigen Kointegrationsbeziehungen/-vektoren. In diesem Zusammenhang findet u.a. das Johansen-Verfahren Anwendung.

Ausgangspunkt des Schätz- und Testverfahrens auf Kointegration von Johansen (1988) bildet die Modellierung der nichtstationären Größen der Konsumfunktion als vektorautoregressiver (VAR) Prozess $\mathbf{X}_t$ endlicher Ordnung p :

⁸⁸ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 39f.

⁸⁹ In einem Modell mit k Variablen können maximal $k-1$ linear unabhängige Kointegrationsbeziehungen auftreten.

⁹⁰ Vgl. Hassler (2004), S. 102.

⁹¹ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 197.

$$(5.5) \quad \mathbf{X}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{u}_t$$

wobei $\mathbf{X}$ ein $(n \times 1)$ -Vektor stochastischer Variablen, $\boldsymbol{\mu}$ ein $(n \times 1)$ -Vektor der Konstanten, $\boldsymbol{\Phi}$ eine $(n \times n)$ -Matrix der autoregressiven Koeffizienten und $\mathbf{u}$ ein $(n \times 1)$ -Vektor der Residuen und n die Anzahl der Variablen in der Konsumfunktion ist.

In der Gleichung 5.6 ist der VAR(p)-Prozess reparametrisiert als Vektorfehlerkorrekturmodell dargestellt:⁹²

$$(5.6) \quad \Delta \mathbf{X}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{u}_t$$

Im Vektor $\mathbf{X}_{t-1}$ sind die um eine Periode verzögerten, nichtstationären Variablen Konsum, Einkommen und Vermögen enthalten. In den Matrizen $\boldsymbol{\Gamma}_i$ kommt die kurzfristige Dynamik zum Ausdruck; während in der Matrix $\boldsymbol{\Pi}$ die Kointegrationsvektoren, d.h. die langfristigen Beziehungen und die Ladungsparameter erfasst sind. Auf der Basis der Gleichung 5.6 entwickelte Johansen einen Kointegrationstest, mit dem Ziel – die Anzahl der Kointegrationsvektoren (= Anzahl der Kointegrationsbeziehungen) r zwischen den n in $\mathbf{X}_{t-1}$ enthaltenen $I(1)$ -Variablen zu bestimmen. Die Anzahl der Kointegrationsvektoren r stimmt mit dem Rang der Matrix $\boldsymbol{\Pi}$ überein. Das Vorgehen von Johansen lässt sich als multivariate Verallgemeinerung des Augmented Dickey-Fuller-Tests charakterisiert.⁹³

Liegt dem Johansen-Verfahren ein VAR(p)-Modell mit n Variablen zu Grunde, kann es bis zu $n - 1$ linear unabhängige, kointegrierende Vektoren geben und $n - r$ stochastische Trends. Folgende Fälle sind zu unterscheiden:⁹⁴

1. Rang $\boldsymbol{\Pi} = 0$: Es gibt keine Kointegration zwischen den Variablen in $\mathbf{X}$ und $\boldsymbol{\Pi}$ ist die Nullmatrix. Gleichung 5.6 ist ein VAR(p) in ersten Differenzen von $\mathbf{X}$.
2. $0 < \text{Rang } \boldsymbol{\Pi} < n$: Es existieren r linear unabhängige Kointegrationsvektoren (= Kointegrationsbeziehungen).
3. Rang $\boldsymbol{\Pi} = n$: Die Matrix $\boldsymbol{\Pi}$ hat den vollen Rang und $\boldsymbol{\Pi}^{-1}$ existiert. Nach $\mathbf{X}_{t-1}$ aufgelöst, würde sich dieser Vektor als Linearkombination aus stationären Größen ergeben, was zu einem Widerspruch führt.

Einen Spezialfall stellt die Variante Rang $\boldsymbol{\Pi} = 1$ dar. In diesem Fall ist der kointegrierende Vektor eindeutig.

Wird die Matrix $\boldsymbol{\Pi}$ in eine Matrix $\mathbf{A}$ der Ladungsparameter und eine Matrix $\mathbf{B}$ der r Kointegrationsvektoren aufgespalten,

$$(5.7) \quad \boldsymbol{\Pi} = \mathbf{A} \mathbf{B}^T$$

⁹² In Anlehnung an Rinne (2004), S. 274.

⁹³ Vgl. Rinne (2004), S. 274.

⁹⁴ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 197f.

der Rang der Matrix Π auf Eins festgelegt und anschließend der Koeffizient des Konsums (β_{11}) auf den Wert 1 normalisiert, erhalten wir folgende allgemeine Fehlerkorrektur-Darstellung des Systems Konsumfunktion:

$$(5.8) \quad \begin{pmatrix} \Delta c_t \\ \Delta y_t \\ \Delta w_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{pmatrix} \cdot (1 \ \beta_{12} \ \beta_{13}) \cdot \begin{pmatrix} c_{t-1} \\ y_{t-1} \\ w_{t-1} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta c_{t-i} \\ \Delta y_{t-i} \\ \Delta w_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

Der Zeilenvektor $\mathbf{B} = [1 \ \beta_{12} \ \beta_{13}]$ beinhaltet die Koeffizienten der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zwischen Vermögen, Einkommen und Konsum; wobei Letzterer auf den Wert Eins normalisiert wurde. Der Parameter β_{13} bildet den Vermögenseffekt (Vermögenselastizität bei logarithmierten Größen) im Konsum ab. Der Koeffizient β_{12} misst die Einkommenselastizität des Konsums. Der Spaltenvektor $\mathbf{A}$ beschreibt, wie die einzelnen Variablen von $\Delta \mathbf{X}_t$ auf Abweichungen von der in $\mathbf{B}$ aufgeführten Gleichgewichtsbeziehung reagieren.

In der Realität ist die Matrix Π aber unbekannt. Die Bestimmung des Ranges und die Schätzung der Koeffizienten des Systems erfolgt als Maximum-Likelihood-Schätzung der Gleichung 5.6 unter Berücksichtigung der Restriktion 5.7. Im Johansen-Verfahren wird der Rang von $\hat{\Pi}$ über die Anzahl der signifikant von Null verschiedenen Eigenwerte ermittelt. Johansen nutzt den Fakt, dass $r = \text{Rang } \Pi$ mit der Anzahl der von Null verschiedenen Eigenwerte von Π übereinstimmt.⁹⁵ Für die Praxis gilt folglich, dass die Anzahl der Kointegrationsvektoren r mit der Zahl der von Null verschiedenen geschätzten Eigenwerte der Matrix $\hat{\Pi}$ gleichzusetzen ist. Zur Bestimmung von r stehen zwei verschiedene Likelihood-Verhältnis-Testverfahren zur Auswahl, die sich im Wesentlichen in der Formulierung der Hypothese unterscheiden:⁹⁶

- | | | | |
|----|-------------------------|---------|---|
| 1. | Trace-Test | H_0 : | Es gibt höchstens r positive Eigenwerte |
| | | H_1 : | Es gibt mehr als r positive Eigenwerte |
| 2. | Maximale-Eigenwert-Test | H_0 : | Es gibt genau r positive Eigenwerte |
| | | H_1 : | Es gibt genau $r + 1$ positive Eigenwerte |

Die Testfolge beginnt mit $r = 0$ und wird so lange fortgesetzt, bis die Nullhypothese zu einem gegebenen Signifikanzniveau zum ersten Mal nicht abgelehnt werden kann. Der Maximale-Eigenwert-Test weist gegenüber dem Trace-Test den Vorteil der schärfer formulierten Gegenhypothese auf und findet in dieser Arbeit Anwendung. Die Teststatistiken folgen keiner bekannten Standardverteilung und hängen von der im VAR(p) enthaltenen Deterministik und der gewählten Spezifikation der deterministischen Terme, Konstante und/oder Trend, in der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung des zugehörigen Vektorfehlerkorrekturmodells ab.⁹⁷ Die geschätzten Parameter der Matrix $\mathbf{B}$ sind multivariat normalverteilt und konvergieren superkonsistent gegen ihre „wahren“, aber unbekannten Werte. Die Ordnung p des der Gleichung 5.6 zu Grunde liegenden vektorautoregressiven Prozesses, d.h. die Anzahl der Differenzterme ($p - 1$), wird mit Hilfe von Effizienzkriterien bestimmt.

⁹⁵ Vgl. Rinne (2004), S. 274.

⁹⁶ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 200f.

⁹⁷ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 201.

Das Konzept der Kointegration ist nicht nur auf Regressionsmodelle, sondern, wie gezeigt wurde, auch auf vektorautoregressive Prozesse anwendbar. Im Gegensatz zum statischen Kointegrationsansatz von Engle und Granger wird bei der Schätzung der Koeffizienten des Kointegrationsraumes in einem Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) die kurzfristige Dynamik des Systems berücksichtigt. Auch der Nachteil, dass bei einer endlichen Anzahl von Beobachtungen die Parameterschätzer noch beträchtliche Verzerrungen aufweisen können, trifft auf das Schätzen und Testen auf Kointegration mit dem Johansen-Verfahren nur abgeschwächt zu.⁹⁸ Darüber hinaus eröffnet die Vektorfehlerkorrektur-Darstellung über die Transformation in ein vektorautoregressives Modell die Möglichkeit, Impuls-Antwort-Funktionen zu berechnen und lineare Restriktionen in den r Kointegrationsvektoren zu testen.⁹⁹

6 Statistische Datenbasis

Die empirische Untersuchung der Vermögenseffekte im Konsum für die Bundesrepublik Deutschland nach der Wiedervereinigung weicht auf Grund der unzureichenden statistischen Datenbasis und dem Untersuchungsziel dieser Arbeit vom theoretischen Modell der Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese in folgenden Punkten ab:

Erstens, das Nettovermögen der privaten Haushalte wird aufgeteilt in die Bestandteile Aktien- und Immobilienvermögen. Die disaggregierte Analyse ermöglicht die Schätzung separater Vermögenseffekte im Konsum in Abhängigkeit der Vermögenskategorie. In diesem Zusammenhang wird folgende wichtige Einschränkung getroffen: An Stelle der Vermögenswerte werden die Vermögenspreise (Aktienkurse und Wohnimmobilienpreise) als Proxy-Variablen in die Konsumfunktion aufgenommen.¹⁰⁰ Angaben zum Aktien- und Immobilienvermögen der privaten Haushalte in Deutschland werden von Seiten der Bundesbank lediglich in jährlicher Periodizität geschätzt und der Öffentlichkeit zur Verfügung gestellt. Eine exakte oder gar unterjährige Vermögensrechnung, die alle Vermögenskategorien umfasst, existiert für die Bundesrepublik nicht. Die Verwendung der Marktkapitalisierung des deutschen Aktienmarktes als Indikator des unbekannten Aktienvermögens stellt auf Grund der internationalen Kapitalmobilität ausländischer privater und institutioneller Anleger, die einen großen Teil der Marktkapitalisierung auf sich vereinen, keine sinnvolle Alternative dar. Zudem ermittelten Lettau und Ludvigson für die USA, dass die Kursentwicklung am Aktienmarkt eng mit dem Vermögensbestand korreliert ist.¹⁰¹ Ludwig und Sløk argumentieren, dass die Entwicklung des Aktienvermögens wesentlich vom Verlauf der Aktienkurse geprägt ist, da die Wirkungsrichtung und das Ausmaß von Veränderungen und ihre Folgen einander ausreichend ähneln.¹⁰² Zudem ist der Bestand an Wertpapieren, über alle Haushalte, kurzfristig relativ fix, so dass Preisbewegungen und weniger Mengenveränderungen auf die kurze Frist das Aktienvermögen determinieren. Vor

⁹⁸ Vgl. Takala (2001), S. 53.

⁹⁹ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 202f.

¹⁰⁰ Dieses Vorgehen für die deutschen Daten wählen u.a. Ludwig und Sløk (2002); Girouard und Blöndel (2001).

¹⁰¹ Vgl. Lettau und Ludvigson (2004), S. 289.

¹⁰² Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 5.

diesem Hintergrund erscheint die Approximation des Aktienvermögens durch die Kursbewegungen akzeptabel. Auf das aggregierte Wohnimmobilienvermögen lässt sich dies nicht uneingeschränkt übertragen, da das aggregierte Mengenangebot kontinuierlich über den Wohnungsneubau ausgeweitet wird. Gleichwohl liefern Preisbewegungen auf dem Immobilienmarkt – angezeigt durch schwankende Immobilienindizes – Signale für die Haushalte hinsichtlich der tendenziellen Wertentwicklung ihrer selbst genutzten oder vermieteten Wohnimmobilien. Auf der Mikroebene Haushalt ist die Anzahl der Immobilien im Eigentum kurz- bis mittelfristig relativ konstant, so dass, abgesehen von Reparaturen und Ausbauten, primär Preise die Wertentwicklung bestimmen. Die Verwendung der Vermögenspreise, hervorgehoben die Aktienkurse, lässt sich mit ihrer Signalfunktion in Bezug auf das Vermögen der Wertpapierbesitzer und der Erwartungsbildung aller Wirtschaftssubjekte bezüglich der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung begründen. Direkte und indirekte Effekte der Vermögenspreise auf den Konsum können mit diesem Vorgehen erfasst werden. Das Untersuchungsziel ist dann nicht länger der Einfluss des Vermögensbestands auf den Konsum, sondern die Auswirkungen der Vermögenspreisschwankungen auf den Konsum – unabhängig von der individuellen Vermögenssituation des einzelnen Haushalts. Demzufolge wird in dieser Arbeit ein Vermögens(preis)effekt im Konsum geschätzt.

Zweitens, eine weitere Spezifikation ist in der Verwendung der gesamten Konsumausgaben der privaten Haushalte als zu erklärende Größe in der makroökonomischen Konsumfunktion zu sehen. Im Gegensatz zu Ludvigson und Steindel und Lettau und Ludvigson, die ausschließlich Konsumgüter mit nicht „dauerhaftem“ Charakter (non-durables oder auch Verbrauchsgüter) als abhängige Variable im Modell Konsumfunktion aufnehmen und damit die Eigenschaft des Konsums als Stromgröße hervorheben,¹⁰³ wird im empirischen Teil dieser Arbeit der Zusammenhang zwischen den Vermögenspreisen und den Verbrauchs- und Gebrauchsgütern (durables) untersucht.¹⁰⁴ Die traditionelle Konsumtheorie charakterisiert den Konsum als Stromgröße, d.h. als ‚Verzehr von Leistungen in einer festgelegten Zeit ... zum Zwecke der Bedürfnisbefriedigung‘.¹⁰⁵ Mit der Verwendung erworbener Konsumgüter ist ein Verzehr (Abnutzung) sowie ein Nutzenstrom (im Sinne der Bedürfnisbefriedigung) verbunden, der entsprechend der LC/PIH in die Zielfunktion der privaten Haushalte einfließt. Kurzlebige Verbrauchsgüter und Dienstleistungen erfüllen die Eigenschaft des Stromgutes, in dem unterstellt wird, dass sie innerhalb einer Zeitperiode vollständig verbraucht werden. Hingegen können langlebige Gebrauchsgüter einen Bestand über mehrere Perioden bilden, vorhandenes Vermögen ersetzen oder erhöhen.¹⁰⁶ Der duale Charakter langlebiger Gebrauchsgüter – sie sind im Vermögen der Haushalte bilanziert und stiften über ihre mehrperiodische Verwendung einen Nutzenstrom – widerspricht dem strengen, auf Verwendung im Sinne von Verzehr bedachten Nutzenkonzept der LC/PIH.¹⁰⁷ Auf dem Nutzenkonzept basierende Konsumtheorien können nicht uneingeschränkt mit den auf dem Ausgabenkonzept beruhenden statistischen Daten in empirische Modelle umgesetzt werden.¹⁰⁸ Für die Verwendung des aggregierten Konsums lassen sich theoretische als auch

¹⁰³ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 38; Lettau und Ludvigson (2004), S. 280.

¹⁰⁴ Ludvigson et al. (2002) finden einen Mittelweg, indem sie ihr Konsummodell mit den non-durables und den aggregierten Daten schätzen.

¹⁰⁵ Vgl. Klinger (2005), S. 25.

¹⁰⁶ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 38.

¹⁰⁷ Vgl. Klinger (2005), S. 107ff.

¹⁰⁸ Vgl. Klinger (2005), S. 152.

statistische Gründe anführen. Zum einen betonen Ludwig und Sløk, dass mit Hilfe des Zielsparens aus dem Vermögen vor allem langlebige Gebrauchsgüter finanziert werden; wohingegen der Erwerb kurzlebiger Verbrauchsgüter und Dienstleistungen aus dem laufenden Einkommen bestritten wird.¹⁰⁹ Zudem ist mit der Verwendung der Verbrauchsgüter nicht die Sicherheit verbunden, auch den unbekannten Konsumstrom der Wirtschaftssubjekte abzubilden.¹¹⁰ Zum anderen geht mit der Zuordnung der langlebigen Gebrauchsgüter zum Bestandsvermögen der privaten Haushalte die Problematik der Aufnahme dieser als erklärende Variable in die Konsumfunktion einher. Eine unzureichende statistische Datenbasis steht dem entgegen. Überdies führen Rudd und Whelan (2002) an, dass alle abhängigen und unabhängigen Variablen im Modell mit einem identischen Verbraucherpreisindex deflationiert werden müssen.¹¹¹ Wenn das verfügbare Einkommen und die Vermögenspreisvariablen mit dem Verbraucherpreisindex deflationiert wurden, sollten als abhängige Größe die gesamten Konsumausgaben der privaten Haushalte fungieren und nicht nur der Teil der Verbrauchsgüter. In Anbetracht der statistischen Probleme der Operationalisierung der Größen der makroökonomischen Konsumfunktion wird auf die strenge Interpretation des Konsums als Stromgröße entsprechend der LC/PIH verzichtet. Die Untersuchung der Ausgabenströme in Abhängigkeit von den Vermögenspreisen und dem verfügbaren Einkommen bilden das Ziel dieser Arbeit. Dem Ausgabenkonzept der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) folgend, werden die Konsumausgaben der privaten Haushalte (Verbrauchs- und Gebrauchsgüter) als zu erklärende Variable verwandt.

Drittens, im Unterschied zur LC/PIH wird das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte und nicht nur das Arbeitseinkommen als Proxy des Humanvermögens in die Konsumfunktion aufgenommen.¹¹² Neben dem Arbeitseinkommen setzt sich das verfügbare Einkommen aus dem Vermögenseinkommen und erhaltenen Transferzahlungen der Haushalte zusammen. Da die Vermögenspreise und nicht das Vermögen selbst als Argumente in die Konsumfunktion einfließen, würden bei der ausschließlichen Betrachtung des Arbeitseinkommens die Konsummöglichkeiten aus dem Vermögenseinkommen unberücksichtigt bleiben.

Im Folgenden wird ein Überblick über die statistische Ausgangsdatenbasis und die notwendigen Transformationsschritte zu einem einheitlichen, vergleichbaren Datensatz gegeben.

Konsum

Dem Ausgabenkonzept der VGR folgend, wird der Konsum durch die realen Konsumausgaben der privaten Haushalte abgebildet. Diese beinhalten sowohl die Ausgaben für Verbrauchsgüter und Dienstleistungen als auch für langlebige Gebrauchsgüter. Die Quartalsdaten sind saison- und kalenderbereinigte verkettete Volumenangaben in Mrd. Euro in Preisen des Vorjahres. Das bisher angewandte Verfahren einer festen Preisbasis (aktuell 2000) wurde im Jahr 2003 (26.11.2003) durch die Vorjahrespreisbasis ersetzt.¹¹³ (Quelle: Statistisches Bundesamt)

¹⁰⁹ Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 15.

¹¹⁰ Vgl. Rudd und Whelan (2002), S. 6.

¹¹¹ Vgl. Rudd und Whelan (2002), S. 6f.

¹¹² Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 15.

¹¹³ Vgl. Tödter (2005).

Einkommen

Das verfügbare Einkommen der privaten Haushalte setzt sich grob aus dem Arbeitseinkommen, dem Einkommen aus Vermögen und den erhaltenen Transferzahlungen zusammen. Die Quartalsdaten sind saison- und kalenderbereinigte Volumenangaben in Mrd. Euro in laufenden Preisen. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht keine preisbereinigten Zeitreihen. Aus diesem Grund wird das reale verfügbare Einkommen aus der Deflationierung der Reihe in laufenden Preisen mit dem in eine Quartalszeitreihe transformiertem Verbraucherpreisindex (VPI) berechnet. Die Monatswerte des VPI wurden unter Anwendung des chronologischen Mittels in eine Reihe mit vierteljährlicher Periodizität mit der Normierung (2000 = 100) transformiert. Methodisch problematisch bleibt die Wahl des geeigneten Deflators.¹¹⁴ Mit der Verwendung des VPI ist der Vorteil verbunden, dass die Größen des Gütermarkts (Konsum und Einkommen) mit demselben Preisindex deflationiert werden. (Quelle: Statistisches Bundesamt)

In Abbildung 3 ist die Entwicklung des realen verfügbaren Einkommens und der realen Konsumausgaben der privaten Haushalte in den Niveaus für den Zeitraum 1Q 1991 bis 4Q 2005 dargestellt.

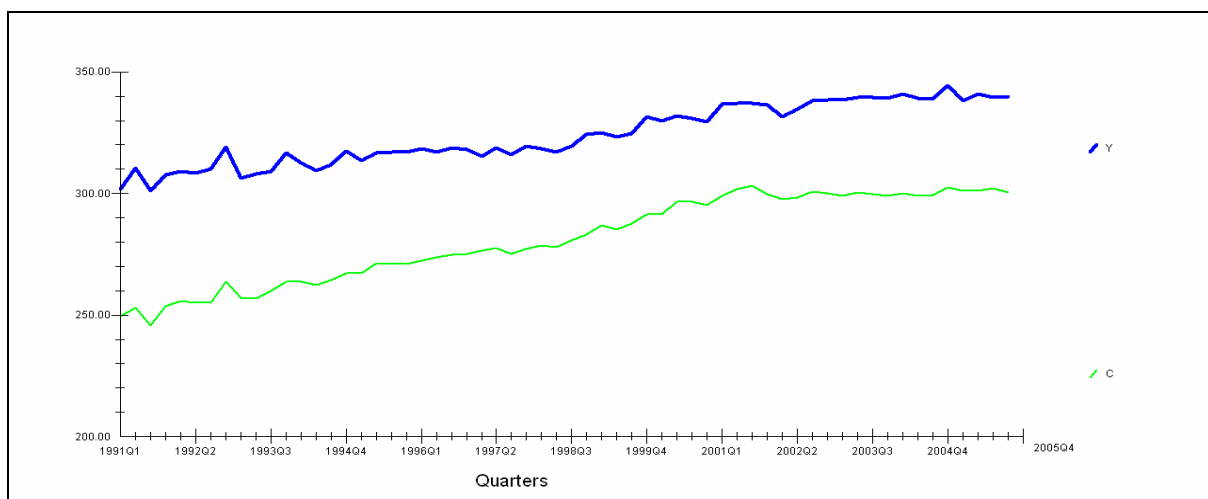


Abbildung 3 Konsum und Einkommen

Die Zeitreihen sind im Beobachtungszeitraum durch einen relativen Gleichlauf gekennzeichnet. Der Unterschied im Niveau ist auf die positive Sparquote der Haushalte in Deutschland zurückzuführen. Der Anteil des verfügbaren Einkommens der nicht konsumiert wird, bildet die Ersparnis des jeweiligen Quartals. In Abbildung 4 sind die näherungsweise Wachstumsraten des realen verfügbaren Einkommens und der realen Konsumausgaben zum Vorquartal abgebildet.

¹¹⁴ Im Rahmen dieses Diskussionsbeitrags wird diese Fragestellung nicht weiter diskutiert.

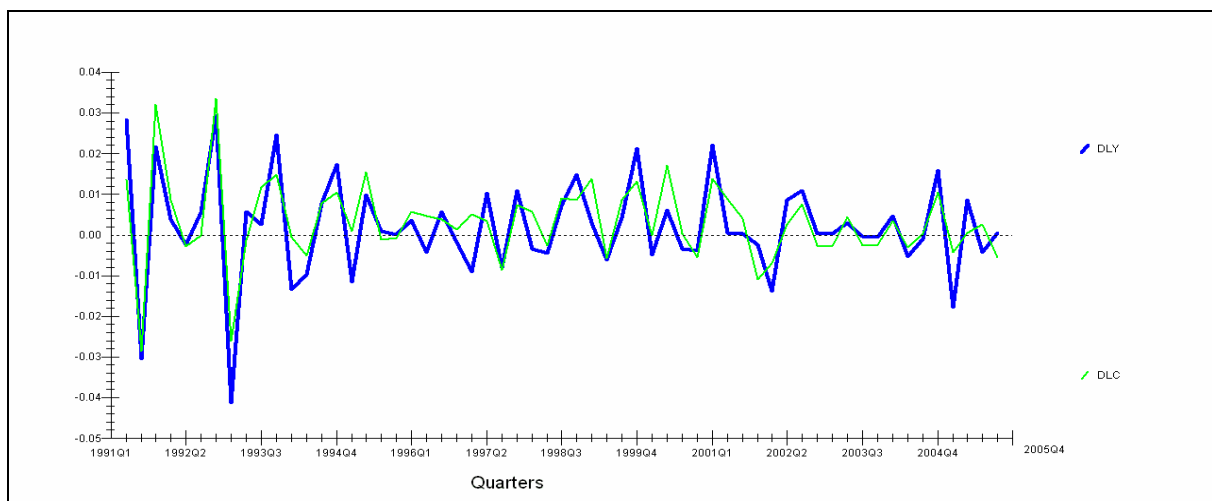


Abbildung 4 Wachstumsraten Konsum und Einkommen

Wie in den Niveaus ist auch in den Wachstumsraten ein relativer Gleichlauf festzustellen, wobei die Variabilität des Konsumwachstums in den meisten Quartalen unter der des verfügbaren Einkommens liegt. Der Konsum ist, mit Ausnahme der Zeit nach der Wiedervereinigung zu Beginn der 90er Jahre und zur Jahrtausendwende, durch eine gewisse Trägheit gekennzeichnet.

Aktienindex

Die Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex (DAX) fungiert als Proxy zur Abbildung der Wertentwicklung des Aktienvermögens der privaten Haushalte in Deutschland. Als Performanceindex spiegelt er die Entwicklung eines Portfolios von 30 Standardwerten ab und beinhaltet sowohl die Kursänderungen als auch Dividendenzahlungen. Die Gewichtung des Laspeyres-Index bemisst sich nach dem Anteil an der gesamten Marktkapitalisierung im Free Float. Angesichts saisonaler Muster (z.B. „Window Dressing“ zum Jahresende) und Verzerrungen zum Quartalsende infolge des Verfalls der Optionen werden die Monatsendstände unter Anwendung des chronologischen Mittels in eine Quartalszeitreihe überführt. Kurzfristige Kursbewegungen des DAX gehen nur in geringem Umfang in die gemittelte Kursreihe ein. Schwankungen des geglätteten DAX können die Haushalte eher als dauerhaft auffassen. Im Kontrast zur Lebenszyklushypothese wird in der Konsumfunktion der Bestand des Vermögens zu Beginn der Periode t durch den gemittelten Quartalsstand des DAX im Vorquartal ($t-1$) ersetzt. Dies folgt dem Gedanken, dass die Wirtschaftssubjekte nicht unmittelbar, sondern mit Verzögerung auf Kursbewegungen reagieren. Unter der Annahme, dass die Wirtschaftssubjekte frei von Geldillusion sind – übertragen auf das Aktienvermögen frei von Vermögenspreisillusion – wird der gemittelte DAX durch Deflationierung mit dem Verbraucherpreisindex in eine preisbereinigten Zeitreihe transformiert. Die privaten Haushalte werden dann nur jene Wertsteigerungen ihres Vermögens, entsprechend ihrer individuellen Präferenzen, in Konsumnachfrage umwandeln, die oberhalb der Entwicklung der Verbraucherpreise liegen. Unter dem Ziel der Realwertsicherung wird nur ein Anstieg des realen Wertes der Aktienportfolios Vermögenseffekte im Konsum hervorrufen. (Quelle: Deutsche Börse AG)

Wohnimmobilienindex

Der Index Wohnen der BulwienGesa AG dient als Proxy zur Darstellung der Wertentwicklung des in Wohnimmobilien gebundenen Vermögens der privaten Haushalte in Deutschland. Da der deutsche Immobilienmarkt sich durch eine geringe Transparenz auszeichnet, besteht die Notwendigkeit auf Daten privatwirtschaftlicher Institutionen zurückzugreifen.¹¹⁵ Die BulwienGesa AG vermittelt mit ihrem Immobilienindex seit 1990 einen jährlichen Überblick über die Entwicklung der Preise und Mieten von Wohn- und Gewerbeimmobilien in 125 Städten in Deutschland. Die Grundlage bilden eigenen Datensammlungen, Analysen und Befragungen sowie die Auswertung von Veröffentlichungen vielfältiger Quellen (Gutachterausschüsse der Kommunen und Bausparkassen, Maklerverbände, ...). Der Teilindex Wohnen setzt sich aus fünf Segmentindizes¹¹⁶ zusammen, die unter Anwendung der Methode der typischen Fälle die Preis- und Mietenentwicklung eines bestimmten Wohnimmobiliensegmentes abbilden. Demzufolge kann der Index Wohnen als Performanceindex charakterisiert werden. Die Datenerhebung der BulwienGesa AG folgt einer jährlichen Periodizität. Auf Grund dessen wurde mit Hilfe des von Kauffmann und Nastansky (2006) vorgestellten Verfahren zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes die Jahreszeitreihe des Index Wohnen in eine höherfrequente Vierteljahresreihe interpoliert. Die Interpolation mittels eines kubischen Splines und der damit einhergehenden Glättung der Zeitreihe gründet auf der Annahme, dass die Preise für Wohnimmobilien nur mit Verzögerung auf Informationen reagieren und die Preisbildung auf dem Markt für Wohnimmobilien nicht von starken Schwankungen gekennzeichnet ist. Entgegen der LC/PIH werden die Werte des Interpolationssplines des Index Wohnen im Vorquartal (t-1) als Argument in die Konsumfunktion aufgenommen. Die Verwendung von Zeitreihen auf der Basis kubischer Splines ist jedoch mit Einschränkungen verbunden. Insbesondere in ökonometrischen Modellen mit autoregressiver Struktur, z.B. Vektorautoregressive oder Fehlerkorrekturmodelle, sollte der Einsatz des Interpolationssplines als abhängige Variable unterbleiben. Die Tendenz starker Autokorrelation der autoregressiven Parameter infolge der geglätteten Reihe der Spline-Variable kann den Einfluss der übrigen Regressoren im Modell deutlich überlagern. Darüber hinaus ist zu empfehlen, dass eine Modellschätzung nicht mehr als eine interpolierte Zeitreihe enthalten sollte. In Anlehnung an das Vorgehen beim DAX, wird der Interpolationsspline des Index Wohnen mit der Quartalsreihe des VPI preisbereinigt. (Quelle: BulwienGesa AG)

Zinsen

Der Zinssatz für Tagesgeld am Frankfurter Bankenplatz wird zur Abbildung des Substitutionseffektes im Konsum herangezogen. Der Geldmarktzins oszilliert in Abhängigkeit der Zins- und Inflationserwartungen der Marktteilnehmer in einer engen Spanne um den Hauptrefinanzierungssatz der Europäischen Zentralbank (EZB). Die Quartalsreihe wurde durch Bildung des einfachen arithmetischen Mittels der ungewichteten Monatsdurchschnitte erzeugt. (Quelle: Deutsche Bundesbank)

¹¹⁵ Vgl. Kauffmann und Nastansky (2006).

¹¹⁶ Zu diesen zählen: Verkaufspreise von Eigentumswohnungen im Neubau und Bestand, Verkaufspreise von Reihenhäusern im Neubau und Bestand, Wohnungsmieten Neubau, Wohnungsmieten Wiedervermietung und Preise für Eigenheim-Grundstücke. (Kauffmann und Nastansky (2006), S. 9.)

7 Empirische Ergebnisse

Bevor auf der Grundlage der im vorangegangenen Kapitel vorgestellten statistischen Datenbasis Vermögens(preis)effekte im Konsum für die Bundesrepublik Deutschland nach der Wiedervereinigung geschätzt werden, wird im folgenden Abschnitt ein Überblick über die Ergebnisse ausgewählter empirischer Studien gegeben.

7.1 Empirische Ergebnisse ausgewählter Studien

Das theoretische Fundament der hier aufgeführten empirischen Arbeiten bildet die Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese. Die Schätzung der Vermögenseffekte gründet auf der Untersuchung der Größen Konsum, Einkommen und Vermögen auf Kointegration. Unterschiede in den einzelnen Studien ergeben sich vor allem aus der Art des analysierten Vermögenseffektes – infolge der unterschiedlichen Operationalisierung der Größen Konsum und Vermögen, aus den exakten Modellspezifikationen, den gewählten ökonometrischen Verfahren zum Schätzen und Testen auf Kointegration sowie den verwendeten Daten und Beobachtungszeiträumen.

Ludvigson und Steindel ermittelten für den Zeitraum 1Q 1953 bis 1Q 1997 für die USA einen Wert für die Vermögenselastizität des Aktienvermögens in Höhe von 0.291.¹¹⁷ Umgerechnet in die marginale Konsumneigung bedeutet das Ergebnis, dass ein Anstieg des Aktienvermögens der privaten Haushalte um einen Dollar die Konsumausgaben für Verbrauchsgüter und Dienstleistungen im Mittel um 4.6 Cent ansteigen lässt. Die Reaktion des Konsums auf den Vermögensanstieg vollzog sich innerhalb eines Jahres. Darüber hinaus ermittelten Ludvigson und Steindel, dass die Koeffizientenschätzer mit der Wahl des Beobachtungszeitraums variierten. Im Zeitraum 1983–1997 halbierte sich der Vermögenseffekt im Konsum (0.151) gegenüber dem in der gesamten Untersuchungsperiode geschätzten Wert. Im Gegensatz dazu stieg die geschätzte Einkommenselastizität im verkürzten Zeitraum von 0.605 auf 0.764. Die Höhe des Vermögenseffektes kann vom aktuellen Bewertungsniveau der Vermögenstitel abhängen. Diese Variabilität wird auf eine abnehmende Grenzneigung im Konsum bei steigendem Haushaltsvermögen zurückgeführt. Mit zunehmendem Aktien- und Immobilienvermögen sinkt jener Anteil, der für zusätzliche Konsumausgaben aufgewendet wird. Demnach wäre der Vermögenseffekt bei stark schwankenden Vermögenswerten tendenziell instabil. Tabelle 1 stellt empirische Schätzungen der Einkommens- und Vermögenselastizitäten auf der Grundlage der log-linearen Approximation der Konsumgleichung für die USA, Großbritannien, Frankreich und Deutschland gegenüber. Die geschätzten Elastizitäten liefern im internationalen Vergleich aussagekräftige Resultate, da neben der marginalen Konsumneigung simultan auch Niveaueffekte berücksichtigt werden.

¹¹⁷ Vgl. Ludvigson und Steindel (1999), S. 38.

Tabelle 1 Geschätzte Elastizitäten des Konsums

	Zeitraum	Einkommen- elastizität	Vermögens- elastizität
Deutschland			
Bandholz et al. (2006)	1970 – 2003	0.852	0.186
Barrel und Davis (2004)	80:1 – 01:4	0.862	0.138
Bertraut (2002)*	79:1 – 98:4		0.01 ^(c)
Boone et al. (1998)	70:1 – 97:2		0.018 ^(c)
Byrne und Davis (2003)	72:1 – 98:4	0.852	0.089
Hamburg et al. (2005)	80:1 – 01:2	0.740	0.310
Hassler (2004)	76:1 – 98:4	0.794	0.008 ^(b)
Ripp und Schulze (2004)	1991 – 2002	0.662	0.256 ^(a)
Frankreich			
Barrel und Davis (2004)	80:1 – 01:4	0.822	0.178
Bertraut (2002)	78:1 – 98:4	0.802	0.101 ^(a)
Bertraut (2002)*	79:1 – 98:4		0.02 ^(c)
Boone et al. (1998)	65:1 – 96:2		0.014 ^(c)
Byrne und Davis (2003)	72:1 – 98:4	0.805	0.163
Großbritannien			
Bandholz et al. (2006)	1967 – 2003	0.819	0.091
Barrel und Davis (2004)	80:1 – 00:4	0.899	0.101
Bertraut (2002)	70:1 – 00:3	0.617	0.195
Bertraut (2002)*	79:1 – 98:4		0.06 ^(c)
Boone et al. (1998)	63:1 – 97:2		0.051 ^(c)
Byrne und Davis (2003)	72:1 – 98:4	0.862	0.133
USA			
Bandholz et al. (2006)	1960 – 2003	0.797	0.214
Barrel und Davis (2004)	60:1 – 00:4	0.742	0.136
Bertraut (2002)	70:1 – 00:3	0.742	0.289
Bertraut (2002)*	79:1 – 98:4		0.060 ^(c)
Boone et al. (1998)	74:2 – 97:2		0.064 ^(c)
Byrne und Davis (2003)	72:1 – 98:4	0.847	0.113

Bemerkungen: (a) Finanzvermögen; (b) Kumulative Ersparnis; (c) Aktienindex

Die aufgeführten, länderübergreifenden Studien beruhen methodisch auf landesspezifischen Einzelgleichungsschätzungen mit der Methode der Kleinsten Quadrate (OLS) wie im Falle Bandholz et al., Bertraut und Boone et al.; der SURE-Modellierung unter der Annahme, dass die Liberalisierung der Finanzmärkte auf alle Länder einen ähnlichen Einfluss ausübt bei Byrne und Davis sowie die Anwendung der Methode der Nichtlinearen Kleinsten Quadrate (NLS) durch Barrel und Davis. Ein weiteres Unterscheidungsmerkmal liegt in der Operationalisierung der Vermögensvariable. Während Boone et al. und Bertraut* die realen Aktienkurse als Proxy für das unbekannte unterjährige Aktienvermögen der privaten Haushalte verwenden, schätzen Bandholz et al., Barrel und Davis, Bertraut und Byrne und Davis den Vermögenseffekt – mit wenigen Ausnahmen – aus dem aggregierten Vermögen der Haushalte. Die verschiedenen empirischen Studien verdeutlichen, dass der Vermögenseffekt im Konsum international unterschiedlich stark ausgeprägt ist. Unter Verwendung der Vermögenspreise ermittelten Boone et al. und Bertraut* eine Vermögenselastizität aus den Aktienkursen für die Vereinigten Staaten in Höhe von 0.064 bzw. 0.06. Im Kontrast dazu hat die Entwicklung der Aktienkurse für die kontinentaleuropäischen Staaten Deutschland (0.018 bzw. 0.01) und Frankreich (0.014 bzw. 0.02) eine vergleichsweise geringere Bedeutung für die Konsumausgaben der privaten Haushalte. Großbritannien weist mit 0.051 bzw. 0.06 eine ähnlich hohe Vermögenselastizität auf wie die USA. Die Schätzungen der Vermögenselastizitäten aus den Vermögensbeständen im Vergleich zu den Aktienkursen gelangten für alle Länder zu weitaus höheren numerischen Koeffizientenwerten. Bezogen auf Frankreich ermittelte Bertraut einen um den Faktor vier höheren Wert für die Vermögenselastizität aus dem aggregierten Vermögen (0.101) der privaten Haushalte als aus den Aktienkursen (0.02). Die Konsumenten reagieren auf die stark schwankenden Aktienkurse wesentlich schwächer als auf einen Anstieg im Gesamtvermögen. Barrel und Davis und Byrne und Davis stellten für Frankreich (0.178; 0.163) sogar einen höheren Vermögenseffekt im Konsum fest als für die USA (0.136; 0.133) und Großbritannien (0.101; 0.133). Eine mögliche Ursache ist im höheren Vermögen der privaten Haushalte in den USA und Großbritannien und der damit einhergehenden abnehmenden marginalen Konsumneigung aus diesem zu sehen. Zudem hängt das Vermögen der Wirtschaftssubjekte in diesen Ländern in einem stärkeren Maße von der Kursentwicklung der Aktienmärkte ab. Deutschland nimmt in diesen Untersuchungen eine mittlere Position ein. Die geschätzten Einkommenselastizitäten des Konsums liegen in einem Bereich um 0.75 bis 0.85. Im Vergleich zu den USA und Großbritannien wird dem verfügbaren Einkommen in Deutschland eine größere Bedeutung für den Konsum beigemessen.

Da die Konsum-Vermögensrelation über die betrachteten Länder stark variiert und der Vermögenseffekt über die abnehmende Grenzneigung im Konsum bei steigendem Vermögen beeinflusst wird; werden die geschätzten Elastizitäten zur Abbildung des durchschnittlichen Verhaltens der Haushalte in den einzelnen Ländern in die marginalen Konsumneigungen (MPC_W) transformiert.¹¹⁸ In Tabelle 2 sind die marginalen Konsumneigungen ausgewählter empirischer Querschnittsstudien zusammengefasst.

¹¹⁸ Die marginale Konsumneigung aus dem Vermögen resultiert aus der Multiplikation der Vermögenselastizität, auf der Grundlage der log-linearen Approximation der Konsumgleichung, mit dem Konsum-

Vermögensverhältnis: $MPC_W = \varepsilon_{C,W} \cdot \frac{C}{W}$.

Tabelle 2 Geschätzte marginale Konsumneigungen

	Zeitraum	MPC _W	MPC _{AW}	MPC _{HW}
Deutschland				
Bandholz et al. (2006)	1970 – 2003	0.040		
Ludwig und Sløk (2002)	85:1 – 00:4		0.020	
Frankreich				
Bertraut (2002)	78:1 – 98:4	0.027 ^(a)		
Boone et al. (2001)	75:1 – 99:2	0.030	0.080	0.050
Ludwig und Sløk (2002)	85:1 – 00:4		0.014	
Großbritannien				
Bandholz et al. (2006)	1967 – 2003	0.030		
Bertraut (2002)	70:1 – 00:3	0.043	0.042	0.042
Boone et al. (2001)	79:1 – 99:2	0.020	0.040	0.040
Ludwig und Sløk (2002)	85:1 – 00:4		0.049	
USA				
Bandholz et al. (2006)	1960 – 2003	0.040		
Bertraut (2002)	60:1 – 00:4	0.054	0.062	0.097
Boone et al. (2001)	70:1 – 99:2	0.040	0.040	0.030
Ludwig und Sløk (2002)	85:1 – 00:4		0.040	

Bemerkungen: MPC_W Marginale Konsumneigung aus dem Vermögen; MPC_{AW} Marginale Konsumneigung aus dem Aktienvermögen; MPC_{HW} Marginale Konsumneigung aus dem Wohnimmobilienvermögen; (a) Finanzvermögen anstelle des aggregierten Vermögen

Ludwig und Sløk schätzten im Rahmen einer Panelanalyse für 16 OECD-Staaten die marginalen Konsumneigungen aus den Marktkapitalisierungen der nationalen Aktienmärkte und ermittelten eine Spanne von 0.014 für Frankreich bis 0.049 für Großbritannien.¹¹⁹ Deutschland liegt mit 0.020 am unteren Ende der Spanne; die USA mit 0.040 am Oberen. Bandholz et al. gelangten bezogen auf die marginale Konsumneigung aus dem aggregierten Vermögen mit 0.040 für die USA zu einem ähnlichen Resultat, wobei der Wert für Deutschland mit 0.040 sogar oberhalb der MPC_W für Großbritannien (0.030) lag. Eine Zunahme des Vermögens der privaten Haushalte in der BRD um einen Euro mündet in einer Ausweitung der Konsumausgaben um durchschnittlich vier Cent. In der Arbeit von Boone et al. wird die Abhängigkeit des Konsums vom disaggregierten Vermögen untersucht. Die Schätzergebnisse zeigen, dass die marginalen Konsumneigungen mit der Vermögenskategorie differenzieren. Der Anteil einer zusätzlichen Einheit am Aktienvermögen (0.040; 0.080), der zu Konsumzwecken verwendet wird, lag in den USA und Frankreich oberhalb des Anteils am Immobilienvermögen (0.030; 0.050). Demgegenüber resultierte aus der Schätzung von

¹¹⁹ Vgl. Ludwig und Sløk (2002), S. 26.

Bertraut für die USA eine höhere marginale Konsumneigung aus dem Immobilienvermögen als aus dem Aktienvermögen. Case et al. stellten beim Vergleich der disaggregierten Vermögenseffekte für ein Panel aus 13 europäischen Staaten und die USA sowie einem gesonderten Panel aus 50 US-Bundesstaaten fest, dass der Immobilienmarkt einen größeren Einfluss auf den Konsum ausübt als der Aktienmarkt. In Abhängigkeit der Modellspezifikation bewegten sich die geschätzten Elastizitäten des Immobilienvermögens zwischen 0.110 und 0.166 und die des Aktienvermögens zwischen -0.010 bis 0.019 für das internationale Panel. Die korrespondierenden Vermögenselastizitäten des US-Panels lagen mit 0.047 bis 0.086 für das Immobilienvermögen und 0.028 bis 0.063 bezogen auf das Aktienvermögen für den Aktienmarkt leicht über den Werten des internationalen Panels und für den Immobilienmarkt deutlich darunter. Auch innerhalb der Vereinigten Staaten entfalten Wertsteigerungen am Immobilienmarkt relativ zu denen am Aktienmarkt eine größere Wirkung auf den Konsum. Der höhere vermögensinduzierte Konsumeffekt aus dem Aktienvermögen in den USA, im Vergleich zu den europäischen Staaten, kann auf der größere Verbreitung der Aktie als Anlageklasse in den Portfolios der US-Haushalte zurückgeführt werden. Darüber hinaus analysierten Case et al. die zeitliche Wirkung der Vermögensschwankungen auf den privaten Konsum und gelangten zum Ergebnis, dass Zuwächse im Aktienvermögen eher kurzfristige Änderungen der Konsumausgaben hervorrufen. Während Wertsteigerungen im Immobilienvermögen den Konsum tendenziell mittel- bis langfristig beeinflussen.¹²⁰ Begründung dafür ist u.a. das Vorhandensein eines liquideren Marktes mit effizienter Preisbildung für Aktien.¹²¹ Finanzinnovationen in der Immobilienfinanzierung tragen zu einer gestiegenen Bedeutung der Vermögenskategorie Wohnimmobilie für die Finanzierung der laufenden Konsumausgaben der Haushalte bei. Bei einer Untersuchung des Zusammenhangs zwischen den Immobilienpreisen und den Konsumausgaben wiesen Aoki et al. (2001) eine enge Beziehung der Immobilienpreise insbesondere zu den langlebigen Konsumgütern nach.¹²²

In Anlehnung an die Ausführungen zu den Determinanten der disaggregierten Vermögenseffekte im Konsum in Abschnitt 3.2 untersuchten Ludwig und Sløk Vermögenseffekte getrennt nach kapitalmarkt- und bankorientierte Volkswirtschaften. Das Panel aus 16 Staaten wurde entsprechend der Ausgestaltung des Finanzsystems in zwei Gruppen unterteilt. Zur Teilmenge der kapitalmarktorientierten Volkswirtschaften zählen: Australien, Irland, die Niederlande, Kanada, Schweden, Großbritannien und die USA. Der Gruppe der bankorientierten Finanzsysteme wurden Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Italien, Japan, Norwegen und Spanien zugeordnet. In Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Panel-Kointegrationsanalyse – unterteilt nach Vermögenskategorien – für den Zeitraum 1985 bis 2000 zusammengefasst.¹²³

¹²⁰ Vgl. Case et al. (2004), S. 24.

¹²¹ Eine ausführliche Diskussion der Vermögenseffekte aus dem Aktien- und Immobilienvermögen sowie deren Determinanten wurde in Kapitel 3 dargelegt.

¹²² Vgl. Aoki et al. (2001), S. 462.

¹²³ Vgl. Ludwig und Sløk (2004), S. 13.

Tabelle 3 Geschätzte Einkommens- und Vermögenselastizitäten

	Einkommens- elastizität	Vermögens- elastizität Aktienvermögen	Vermögens- elastizität Immobilienvermögen
Bankorientiert	0.644	0.031	0.015 *
Kapitalmarktorientiert	0.706	0.082	0.040
Alle Volkswirtschaften	0.703	0.080	0.036

Bemerkungen: * Der Koeffizient ist auf dem 5%-Niveau nicht signifikant.

Die Gruppe der Volkswirtschaften mit einem verstärkt auf den Kapitalmarkt ausgerichteten Finanzsystem zeichnete sich im Zeitraum 1985 bis 2006 durch eine höhere Vermögenselastizität sowohl aus dem Aktien- als auch aus dem Immobilienvermögen aus. Die Beschaffung liquider Mittel über illiquide Vermögensformen läuft in den kapitalmarktorientierten Finanzsystemen kostengünstiger und rascher ab, sodass der Vermögensbestand eine größere Konsumwirkung entfalten kann. Entgegen den Resultaten von Case et al. wiesen Ludwig und Sløk für beide Gruppen einen höheren Vermögenseffekt aus dem Aktienvermögen relativ zum Immobilienvermögen nach. Ferner ergab ein Vergleich unterschiedlicher Beobachtungszeiträume, dass die Vermögenseffekte im Konsum in den letzten beiden Jahrzehnten zunahmen. Die aufgeführten Ergebnisse der empirischen Studien verdeutlichen, dass über die Höhe der disaggregierten Vermögenseffekte keine Übereinstimmung herrscht. Insbesondere gibt die empirische Evidenz für Deutschland ein widersprüchliches Bild wider. Auf der einen Seite schätzen Boone et al. (1998) und Bertraut unter Verwendung der Aktienkurse Vermögenselastizitäten in einer Größenordnung von 0.01 bis 0.02. Hassler gelangt für die Operationalisierung des Vermögens über die Kumulation der Ersparnis mit 0.008 zu einem ähnlichen niedrigem Koeffizientenschätzer. Auf der anderen Seite ermittelten Barrel und Davis sowie Byrne und Davis auf der Basis von aus den Jahresdaten interpolierte Quartalsreihen des aggregierten Vermögens und Bandholz et al. und Ripp und Schulze auf der Grundlage von Jahresreihen zum aggregiertem Vermögen und dem Finanzvermögen Vermögenselastizitäten in einer Spanne von 0.089 bis 0.256. Hamburg et al. weichen mit ihrem geschätzten Koeffizienten (0.31) deutlich nach oben ab. Der Einfluss des Einkommens auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte im langfristigen Gleichgewicht schwankt zwischen 0.662 (Ripp und Schulze) und 0.862 (Barrel und Davis). Infolge der unterschiedlichen Operationalisierung der Vermögensvariable sowie der angewandten ökonometrischen Verfahren zum Schätzen und Testen auf Kointegration lässt sich für Deutschland festhalten, dass der Vermögenseffekt im Konsum zwar signifikant positiv ist; die Intensität aber stark schwankt. Das Einkommen der privaten Haushalte bleibt der maßgebliche Bestimmungsfaktor der Konsumausgaben. Im Länderquerschnitt zeichnet sich die BRD bei Spezifikation mit den Vermögenspreisen durch vergleichsweise geringe Vermögens(preis)effekte aus. In Bezug auf das aggregierte Vermögen nimmt Deutschland eine mittlere Position ein. Forschungsbedarf besteht noch bei der Untersuchung des disaggregiertem Vermögenseffektes – vor allem die Quantifizierung der Konsumreaktion der privaten Haushalte auf Wertänderungen des Wohnimmobilienvermögens. Da der deutsche

Immobilienmarkt auf Grund eines fehlenden amtlichen Berichtssystems¹²⁴ durch eine geringe Transparenz gekennzeichnet ist, werden in der folgenden empirischen Analyse die interpolierten Wohnimmobilienpreise als Proxy der unterjährigen Entwicklung des Wohnimmobilienvermögens der privaten Haushalte in Deutschland herangezogen.

7.2 Empirische Ergebnisse für Deutschland

Die in Kapitel 5 beschriebenen Schätz- und Testverfahren auf Kointegration setzen voraus, dass die Variablen der makroökonomischen Konsumfunktion jeweils integriert der Ordnung Eins $I(1)$ sind. Bevor die Koeffizienten der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung mit den drei Verfahren geschätzt und anschließend verglichen werden, muss in Abschnitt 7.2.1 der Integrationsgrad der Variablen Konsum, verfügbares Einkommen, Deutscher Aktienindex, Index Wohnen und Zinsen festgestellt werden. Hierzu findet das von Pesaran und Pesaran entwickelte Ökonometrie-Programm Microfit in der Version 4.1 Anwendung.

7.2.1 Test auf Integration

Da die Mehrzahl ökonomischer Zeitreihen trendbehaftet ist¹²⁵ und in der Folge die OLS-Methode nur mit Einschränkungen anwendbar ist, werden Zeitreihen mit stochastischem Trend, d.h. ihre Variabilität wächst mit der Zeit, durch Differenzbildung in einen stationären Prozess transformiert. Derartige differenzstationäre Zeitreihen werden auch als integrierte Zeitreihen bezeichnet. Ein stochastischer Prozess hat die $I(1)$ -Eigenschaft, wenn der Prozess selbst nichtstationär ist und erst durch die Bildung der ersten Differenzen stationär wird. Der Nachweis der Existenz stochastischer Trends kann mit Hilfe von Integrationstests (auch Einheitswurzeltests) wie dem Dickey-Fuller-Test (DF-Test) bzw. bei autokorrelierten Störtermen mit dem Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) erbracht werden. Der DF- bzw. der ADF-Test prüft unter der Nullhypothese, ob der stochastische Prozess eine Einheitswurzel besitzt, d.h. differenzstationär ist, gegen die Alternativhypothese eines stationären Prozesses. Ausgangspunkt zur Durchführung des ADF-Tests bildet die Gleichung eines $AR(p)$ -Prozesses (ein $AR(1)$ -Prozess für den DF-Test), der in folgenden drei Zeitreihenmodellen spezifiziert wird:¹²⁶

$$(7.1) \quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + u_t$$

$$(7.2) \quad X_t = \mu + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + u_t$$

$$(7.3) \quad X_t = \mu + \delta t + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + u_t$$

Unter der Annahme, dass $\alpha_1=1$ ist, wäre X_t für den $AR(1)$ -Prozess in Gleichung (7.1) ein Random Walk, in Gleichung (7.2) ein Random Walk mit Drift und in Gleichung (7.3) ein Random Walk mit Drift und zusätzlichem deterministischen Trend.

¹²⁴ Vgl. Rady und Russig (2004), S. 67.

¹²⁵ Vgl. Hassler (2004), S. 85.

¹²⁶ In Anlehnung an Rinne (2004), S. 204.

Durch Differenzenbildung werden die Gleichungen (7.1–3) in folgende Regressionsgleichungen als Basis des ADF-Tests umgeformt:

$$(7.4) \quad \Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

$$(7.5) \quad \Delta X_t = \mu + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

$$(7.6) \quad \Delta X_t = \mu + \delta t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + u_t$$

mit $\gamma = \alpha_1 - 1$

Unter der Nullhypothese ist die Zeitreihe I(1). Die Hypothesen des ADF-Test lauten dann:

$$H_0 : \gamma = 0 \quad H_1 : \gamma < 0$$

In Gleichung (7.4) wird der Fall eines Random Walk gegen die Alternative eines stationären AR(p)-Prozesses getestet. Entsprechend wird in Gleichung (7.5) der Random Walk mit Drift gegen die Alternativhypothese eines stationären AR(p)-Prozesses mit einem von Null verschiedenen Mittelwert untersucht. In Gleichung (7.6) wird die Alternativhypothese eines trendstationären Prozesses getestet, d.h. die Abweichungen vom linearen Zeittrend t sind stationär. Die Regressionsgleichungen (7.4-6) werden mit OLS geschätzt. Die t-Statistik als Prüfgröße der Signifikanz der Parameter ist jedoch nicht anwendbar, da bei Gültigkeit der Nullhypothese eine nichtstationäre auf eine stationäre Variable regressiert wird und die Testvariablen keiner t-Verteilung folgt.¹²⁷ Durch Simulationsstudien wurden von Dickey und Fuller (1976) und später von MacKinnon (1991) kritische Werte für die drei Fälle ermittelt und tabelliert.¹²⁸

Die eventuell im DF-Test auftretende Autokorrelation der Residuen wird durch die Aufnahme verzögerter Differenzen des Prozesses X_t bereinigt, sodass die u_t einem reinen Zufallsprozess folgen. Bei der Bestimmung der Lagordnung der Regressionsgleichungen (7.4-6) findet in dieser Arbeit das Informationskriterium von Schwarz Anwendung, da es im Vergleich zum Akaike-Kriterium das sparsamer parametrisierte Modell bevorzugt.¹²⁹ Die Wahl des adäquaten Regressionsmodells hängt von der Form des Daten generierenden Prozesses ab. Da dieser i.d.R. unbekannt ist, bietet die grafische Analyse der Zeitreihen in Kombination mit der ökonomischen Theorie eine Entscheidungshilfe.

Die Abbildung 5 zeigt mit Ausnahme der Geldmarktzinsen¹³⁰ die in Kapitel 6 beschriebenen Zeitreihen in ihren logarithmierten Niveaus.

¹²⁷ Vgl. Rinne (2004), S. 205.

¹²⁸ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 149.

¹²⁹ Vgl. Rinne (2004), S. 61.

¹³⁰ Die Geldmarktzinsen werden keiner logarithmischen Transformation unterzogen und verbleiben in den Niveaus.

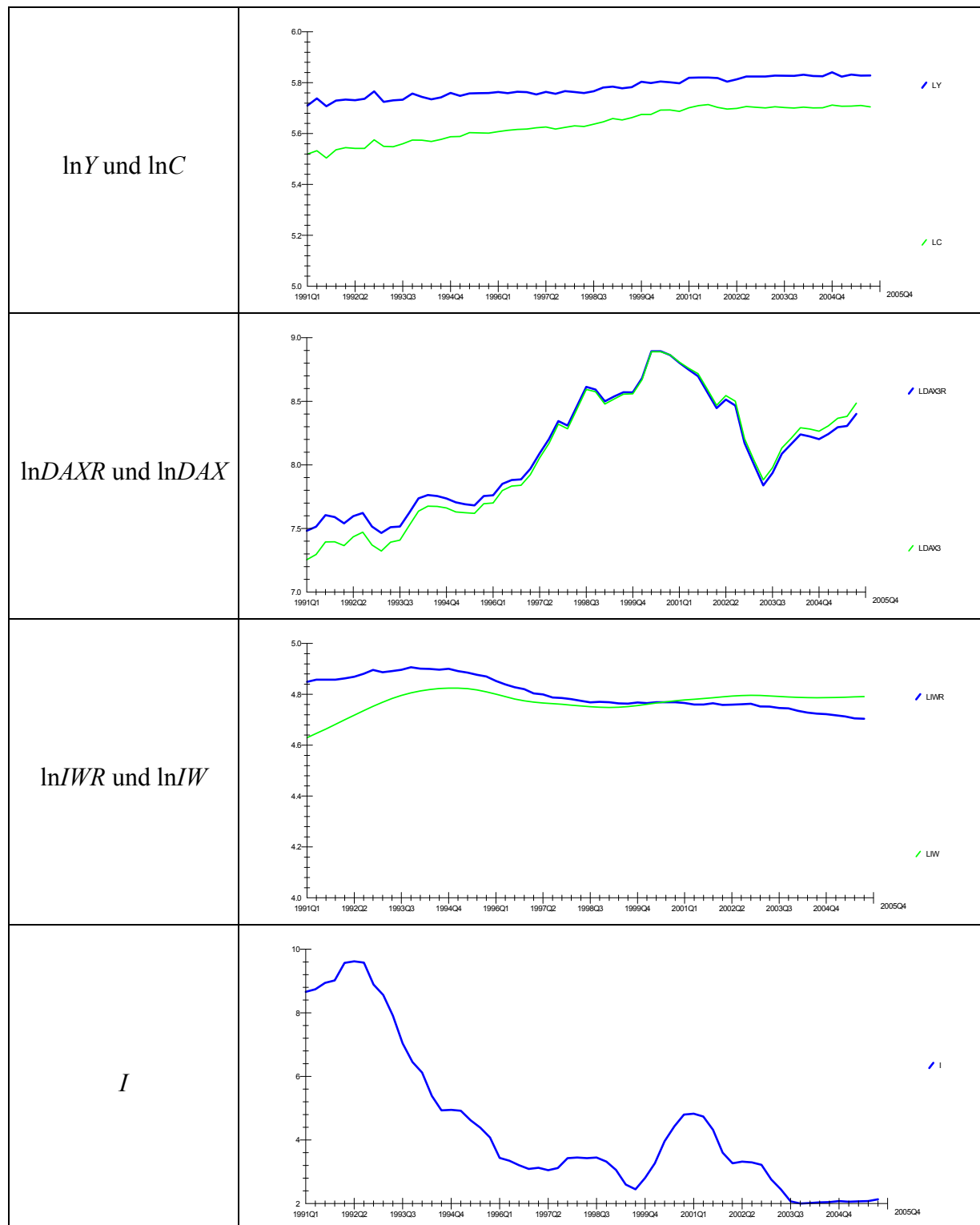


Abbildung 5 Logarithmierte Niveaus der Größen der Konsumfunktion

In Anlehnung an Hassler (2004) zeichnen sich die logarithmierten Reihen des realen Konsums und des realen verfügbaren Einkommens durch einen Drifterm und einen deterministischen Trend aus, der im Beobachtungszeitraum durchweg steigt und näherungsweise linear ist. Können makroökonomische Größen wie der Konsum und das Einkommen durch einen derartigen Verlauf charakterisiert werden, empfiehlt Hassler, das

Regressionsmodell mit linearem Trend und Absolutglied (Gleichung 7.6) zu testen.¹³¹ Ein Verzicht auf den Zeittrend im Modell hätte – bei tatsächlichem Vorliegen eines trendstationären Prozesses – zur Folge, dass der Schätzer für γ gegen Null tendiert und der Test würde nur eine geringe Güte aufweisen, da die falsche Nullhypothese kaum abgelehnt werden kann.¹³² Den Zeitreihen nominaler und realer DAX sollte angesichts der Abbildung 5 mit Verdacht auf Existenz eines deterministischen und stochastischen Trends ebenfalls die Alternativhypothese eines trendstationären Prozesses (Gleichung 7.6) gegenüber gestellt werden. Das Regressionsmodell mit Drift, aber ohne Trend (Gleichung 7.5) findet Anwendung, wenn zwar ein Verdacht auf Nichtstationarität im Sinne eines stochastischen Trends besteht, aber ein längerfristiges Trendverhalten nicht beobachtbar ist bzw. der ökonomischen Theorie widersprechen würde. Als Beispiel lassen sich Zinsvariablen anführen, die häufig um einen von Null verschiedenen Mittelwert schwanken. Allerdings wird in Abbildung 5 sichtbar, dass die nominalen Geldmarktzinsen im gesamten Untersuchungszeitraum einer starken Abwärtsbewegung unterliegen und möglicherweise einen linearen Trend beinhalten. Dementsprechend ist das Modell mit Konstante und Trend anzusetzen. Schwieriger gestaltet sich die Auswahl des adäquaten Regressionsmodells für die Zeitreihen des realen und nominalen Index Wohnen der BulwienGesa AG. Während die nominalen Mieten und Preise für Wohnimmobilien im Zeitraum 1991 bis 2005 einen Anstieg verzeichnen und demzufolge ein linearer Trend im ADF-Test berücksichtigt werden sollte; fällt der mit dem Verbraucherpreisindex deflationierte Index unter sein Niveau im Jahr 1991. Der Verlauf ist nach einem Anstieg in der ersten Hälfte der 90er Jahre; durch anschließende Wertverluste Ende der 90er gekennzeichnet. Daher wird ein AR(p)-Prozess mit einem von Null verschiedenen Erwartungswert (Gleichung 7.5) dem ADF-Test zugrunde gelegt. Darüber hinausgeht ist anzumerken, dass mit der Verwendung von Spline-interpolierten Zeitreihen infolge der Glättung die Problematik der Tendenz hoher Autokorrelation einhergeht – sowohl in den logarithmierten Niveaus als auch in den näherungsweisen Wachstumsraten. Die Festlegung der Lagordnung des ADF-Tests mit Hilfe des Schwarz-Bayes-Kriteriums wird tendenziell eine höhere Anzahl von autoregressiven Parametern präferieren.

Tabelle 4 fasst die Ergebnisse der Einheitswurzeltests der in Abbildung 5 abgebildeten Variablen für den Beobachtungszeitraum 1Q 1991 – 4Q 2005 zusammen.

¹³¹ Vgl. Hassler (2004), S. 89.

¹³² Vgl. Hassler (2004), S. 89.

Tabelle 4 Ergebnisse der Einheitswurzeltests

Variable	Regression mit	Lags	t-Statistik	Kritischer Wert	Entscheidung
$\ln C$	C,T	2	-0.5736	-3.4890	ns
$\ln Y$	C,T	1	-2.5819	-3.4890	ns
$\ln DAXR$	C,T	1	-1.7631	-3.4875	ns
$\ln DAX$	C,T	1	-1.7423	-3.4875	ns
$\ln IWR$	C,T	3	-2.9712	-3.4904	ns
$\ln IWR$	C	4	-1.4986	-2.9147	ns
$\ln IW$	C,T	6	-3.5163	-3.4952	s
$\ln IW$	C	6	-1.4986	-2.9147	ns
I	C,T	1	-2.2611	-3.4875	ns
I	C	1	-2.0390	-2.9118	ns
$\Delta \ln C$	C	1	-8.8999	-2.9127	s
$\Delta \ln Y$	C	2	-7.7982	-2.9127	s
$\Delta \ln DAXR$	C	0	-4.6197	-2.9118	s
$\Delta \ln DAX$	C	0	-4.6882	-2.9118	s
$\Delta \ln IWR$	C	3	-1.5628	-2.9147	ns
$\Delta \ln IWR$	C	1	-2.9380	-2.9123	s
$\Delta \ln IW$	C	5	-5.6450	-2.9167	s
ΔI	C	0	-3.3036	-2.9118	s

Bemerkungen: Schwarz-Bayes-Kriterium zur Bestimmung der Ordnung des ADF(p)-Tests;
 C – Konstante in der Regression; T – deterministischer Trend in der
 Regression; Kritische Werte von MacKinnon auf dem 5%-Niveau;
 ns - nichtstationär

Die Hypothese einer Einheitswurzel in den logarithmierten Niveaus der Zeitreihen des realen Konsums (C), des realen verfügbaren Einkommens (Y), des realen und nominalen DAX ($DAXR$, DAX), des realen und nominalen Index Wohnen (IWR , IW) sowie in den Geldmarktzinsen (I) kann auf dem 5%-Signifikanzniveau nicht abgelehnt werden, d.h. die Reihen sind nichtstationär (differenzstationär). Bei der Bestimmung der Integrations-eigenschaft der Logarithmen von IW tritt die Problematik auf, dass nach dem SB-Kriterium das Regressionsmodell mit Konstante und linearem Trend mit der Lagordnung 6 die Nullhypothese einer Einheitswurzel verwirft und die Alternativhypothese eines trendstationären Prozesses unterstellt. Die Abweichungen vom Zeittrend sind stationär und damit $I(0)$. Dies steht jedoch im Widerspruch zur Forderung, dass die Größen der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung integriert vom Grade Eins sein müssen. Grundet der

ADF-Test, wie gefordert, auf das Regressionsmodell mit Konstante und ohne deterministischen Trend (Gleichung 7.5) kann die H_0 (Nichtstationarität) des nominalen Index Wohnen auf dem 5%-Niveau nicht abgelehnt werden. Auch eine weniger restriktive Festlegung der Lagstruktur gelangt im Falle des ADF(2)-Tests zur Nichtablehnung der Nullhypothese (Einheitswurzel in $\ln IW$).

Der Test der ersten Differenzen der nichtstationären Variablen führt auf der Grundlage des Regressionsmodells mit Konstante und ohne Trend zum Ergebnis, dass bis auf die ersten Differenzen des logarithmierten realen Wohneigentumsindex, die Hypothese einer Einheitswurzel auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden kann. Liegt dem Einheitswurzeltest der Variable $\Delta \ln IWR$ ein AR(2)-Prozess (ADF(1)-Test) zu Grunde, wird die H_0 verworfen und ein stationärer Random Walk mit einem von Null verschiedenen Mittelwert unterstellt. Möglicherweise zeigt der ADF(3)-Test der näherungsweisen Wachstumsrate des preisbereinigten Index Wohnen die Gefahr der Überdifferenzierung an – mit der Konsequenz, dass die ersten Differenzen eines bereits in den logarithmierten Niveaus stationären Prozesses als nichtstationär getestet werden.

Im Folgenden werden die Variablen der Tabelle 4 als integriert der Ordnung Eins $I(1)$ betrachtet, was bedeutet, dass die nichtstationären Logarithmen durch Bildung der ersten Differenzen in einen stationären Prozess überführt werden konnten. Das heißt alle Variablen haben stationäre Wachstumsraten. Im nächsten Abschnitt wird überprüft, ob die Zeitreihen auch kointegriert (gemeinsam integriert) sind, d.h. zu einem stabilen langfristigen Gleichgewicht tendieren.

7.2.2 Ergebnisse EG2

Die Schätzung der Vermögens(preis)effekte im Konsum basiert auf drei Spezifikationen der folgenden log-linearen makroökonomischen Konsumfunktion:

$$(7.7) \quad \ln C_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta_1 \ln DAX_t + \delta_2 \ln IW_t (+ \kappa I_t) + u_t$$

Modell I (Basismodell): Die realen Konsumausgaben der privaten Haushalte in Abhängigkeit des realen verfügbaren Einkommens (Y), des deflationierten DAX und der realen Wohneigentumspreise in der Vorperiode – sowie einem absoluten Glied.

Modell II (erweitertes Basismodell): Die realen Konsumausgaben in Abhängigkeit der Variablen des Basismodells zuzüglich der nominalen Geldmarktzinsen (I) zur Abbildung des Substitutionseffektes im Konsum.

Modell III: Die realen Konsumausgaben in Abhängigkeit des realen verfügbaren Einkommens sowie der nicht preisbereinigten Entwicklung des DAX und der Wohneigentumspreise im Vorquartal. Diese Modellspezifikation soll untersuchen, inwieweit die privaten Haushalte auf nominale Vermögenspreisbewegungen reagieren, d.h. einer Vermögenspreisillusion unterliegen.

Die Parameter der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung (Kointegrationsbeziehung) der drei Spezifikationen werden mit der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt. Die Resultate der kointegrierenden Regression sind in Tabelle 5 zusammengefasst. Im Beobachtungszeitraum 1991:1 – 2005:4 hängen die realen Konsumausgaben der privaten Haushalte in allen drei Spezifikationen signifikant positiv vom realen verfügbaren Einkommen des laufenden Quartals ab. Die geschätzte Einkommenselastizität schwankt zwischen 1.19 und 1.31. Am Beispiel des Basismodells bedeutet dies, dass die privaten Haushalte ihre Konsumausgaben durchschnittlich um 1.3 % erhöhen, wenn das verfügbare Einkommen um 1% zunimmt.

Multipliziert mit dem durchschnittlichem Verhältnis der Konsum-Einkommensrelation ($\frac{\bar{C}}{Y}$)

im Untersuchungszeitraum ergibt sich die marginale Konsumneigung des Einkommens in Höhe von 1.12, d.h. steigt das verfügbare Einkommen um einen Euro, legt der Konsum im Mittel um 1.12 Euro zu.

Tabelle 5 Ergebnisse Parameterschätzung der Konsumfunktion mit EG2

Modell	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\kappa}$	R^2_k	SBC	DW	BG	JB	GQ
I	-1.955 (-3.28)	1.307 (18.90)	0.033 (6.99)	-0.049* (-1.02)		0.974	184	0.98	21.30 [.000]	1.12 [.571]	8.47 [.004]
II	-1.525 (-3.44)	1.192 (22.26)	0.031 (8.89)	0.009* (0.24)	-0.005 (-6.97)	0.986	201	1.50	8.57 [.073]	0.104 [.949]	0.70 [.404]
III	-2.245 (-9.56)	1.212 (25.97)	0.038 (11.55)	0.118 (3.94)		0.982	196	1.30	11.76 [.019]	0.36 [.834]	2.47 [.116]

Bemerkung: Unter den Koeffizienten sind die jeweiligen t-Werte abgebildet. Auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschiedene Koeffizienten sind mit einem * gekennzeichnet. R^2_k bezeichnet das korrigierte Bestimmtheitsmaß und SBC das Schwarz-Bayes-Informationskriterium. Die diagnostischen Tests umfassen: DW – Durbin-Watson Statistik auf Autokorrelation erster Ordnung, BG – Breusch-Godfrey Test auf Autokorrelation höherer Ordnung, JB – Jarque-Bera Test auf Normalverteilung und GQ – Goldfeld-Quandt Test auf Heteroskedastizität der Residuen in der χ^2 -Version. In den eckigen Klammern steht der Wert des niedrigstmöglichen Signifikanzniveaus, das noch zu einer Ablehnung der Nullhypothese gelangt.

Ein differenziertes Bild entsteht bei der Schätzung der disaggregierten Vermögens(preis)-effekte im Konsum. Während die Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex (DAX) mit Vermögenselastizitäten zwischen 0.031 und 0.038 einen signifikant gleichgerichteten Einfluss auf den Konsum der privaten Haushalte entfaltet und damit geringe direkte und indirekte Vermögenseffekte aus der Aktienkursentwicklung als Proxy des Aktienvermögens nachgewiesen werden konnten; ist der geschätzte Koeffizient der realen Wohnimmobilienpreise in beiden Modellen auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden. Im Basismodell sogar mit einem negativen Vorzeichen behaftet – maßgeblich hervorgerufen durch den Preisverfall der mit den Verbraucherpreisen deflationierten Mieten und Preise für Wohnimmobilien in Deutschland. Im Gegensatz dazu übt der Index Wohnen in der Spezifikation der nominalen Vermögenspreise eine stimulierende Wirkung auf den realen

Konsum aus. Ein Anstieg der Wohnimmobilienpreise um ein Prozent zieht im Folgequartal einen Anstieg der realen Konsumausgaben um 0.12% nach sich. Demnach scheint es, als ob die Wirtschaftssubjekte bezogen auf den Markt für Wohnimmobilien einer Art Vermögenspreisillusion unterliegen würden. Eine alternative Erklärung bietet der sowohl in der Zeitreihe des realen Konsums als auch in der des nicht preisbereinigten Index Wohnen auftretenden Zeittrend und der damit oftmals einhergehenden Problematik der Scheinregression zwischen aufwärts gerichteten Trends. Die Berechnung der marginalen Konsumneigungen der Vermögensvariablen aus den geschätzten Vermögenspreiselastizitäten mit Hilfe der Konsum-Vermögensrelationen stellt kein sinnvolles Vorgehen dar. Die von der Deutschen Bundesbank¹³³ veröffentlichten jährlichen Angaben zur Vermögenssituation der privaten Haushalte in Deutschland bieten keine Abhilfe, da die in dieser Arbeit geschätzten Vermögenselastizitäten aus den Vermögenspreisen gewonnen wurden und diese von den „echten“, aber unbekannten Vermögenselastizitäten auf der Basis unterjähriger Reihen zum Aktien- und Wohnimmobilienvermögen abweichen.¹³⁴

Die negative Konstante im Modell Konsumfunktion impliziert, dass der Konsum im Gleichgewicht kleiner ist als das verfügbare Einkommen. Der geschätzte Koeffizient der Geldmarktzinsen weist, wie erwartet, ein negatives Vorzeichen auf und ist signifikant von Null verschieden. Ein Anstieg der Zinsen am Geldmarkt dämpft die Konsumausgaben der privaten Haushalte; allerdings nur mit geringer Wirkung. Die diagnostischen Tests der Spezifikationen I und III zeigen an, dass auf dem 5%-Signifikanzniveau die Regressionsresiduen der Autokorrelation höherer Ordnung sowie der Heteroskedastizität unterliegen. Zudem verlässt die DW-Statistik im Modell I den Unschärfbereich, d.h. positive Autokorrelation erster Ordnung tritt in den Residuen auf. Während die Verletzung der Annahme der Abwesenheit von Autokorrelation erster Ordnung eine übliche Begleiterscheinung der Kointegrationsregression¹³⁵ darstellt, geht mit dem Nachweis der Heteroskedastizität der Residuen die Problematik einher, dass die t-Statistik als Prüfgröße der Signifikanz der Koeffizienten verzerrt ist und insbesondere in kleineren Stichproben die Normalverteilungsannahme nicht länger Gültigkeit besitzt.¹³⁶ Das erweiterte Basismodell mit den Geldmarktzinsen (Spezifikation II) zeichnet sich bis auf die Autokorrelation erster Ordnung durch keine weiteren Verletzungen der Modellannahmen aus und erklärte den Konsum insgesamt besser. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß (0.986) und das Schwarz-Bayes-Kriterium (201) nehmen im erweiterten Basismodell ein Maximum an. Im Vergleich zu den Modellschätzungen der Varianten I und III sanken die numerischen Werte der geschätzten Elastizitäten des verfügbaren Einkommens und der Vermögenspreisvariablen.

In Anlehnung an Engle und Granger (1987) impliziert Kointegration zwischen den Größen Konsum, Einkommen und Vermögenspreise, dass die Residuen der Gleichung 7.7 stationär sind, obwohl die beteiligten Variablen integriert vom Grade Eins sind. Die Residuen der Kointegrationsregression bezeichnen den Gleichgewichtsfehler. Da die Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung (Tabelle 5) bekannt sind, reduziert sich der Test auf Kointegration auf einen Einheitswurzeltest der Residuen ($\hat{u}_t$):

¹³³ Deutsche Bundesbank (1999), S. 43.

¹³⁴ In Anbetracht der beschriebenen Problematik wird auf die Berechnung der marginalen Konsumneigungen aus den Vermögensaggregaten Aktien- und Wohnimmobilien verzichtet.

¹³⁵ Vgl. Hassler (2004), S. 103.

¹³⁶ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 99; Kirchgässner und Wolters (2006), S. 191.

$$(7.8) \quad \hat{u}_t = \ln C_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \ln Y_t - \hat{\delta}_1 \ln DAX_t - \hat{\delta}_2 \ln IW_t (-\hat{\kappa} I_t)$$

Erneut kann der DF- bzw. bei autokorrelierten Residuen der ADF-Test mit den Hypothesen

H_0 : keine Kointegration (Einheitswurzel in $\hat{u}_t$)

H_1 : Kointegration ($\hat{u}_t$ ist stationär)

angewandt werden. Aus der Verwerfung der Nullhypothese kann unter Berücksichtigung der Irrtumswahrscheinlichkeit auf die Existenz einer Kointegrationsbeziehung geschlossen werden. Die Verwendung der Residuen der Kointegrationsregression hat Konsequenzen für die kritischen Werte der Tests. In Tabelle 6 sind die Ergebnisse der Einheitswurzeltests zusammengefasst.

Tabelle 6 Ergebnisse der Einheitswurzeltests der Residuen

Modell	Lags	t-Statistik	Kritischer Wert	Entscheidung
I	0	-4.692	-4.29	s
II	0	-5.932	-4.66	s
III	0	-5.633	-4.29	s

Bemerkung: SB-Kriterium zur Bestimmung der Ordnung des ADF(p)-Tests;

Kritische Werte der Regressionsresiduen von MacKinnon

auf dem 5%-Niveau; s - stationär

Der ADF(0)- bzw. DF-Test gelangt mit 95%-iger statistischer Sicherheit in allen drei Modellen zur Ablehnung der Nullhypothese (Einheitswurzel). Die Regressionsresiduen sind stationär und damit ist der statistische Nachweis der Kointegration erbracht, d.h. die Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht sind nur temporär. Konsum, verfügbares Einkommen und die Vermögenspreise, nominal wie real, sind in allen Spezifikationen – sogar unter Berücksichtigung der Geldmarktzinsen – kointegriert. Dementsprechend besteht zwischen den Größen der Konsumfunktion eine langfristige ökonomische Gleichgewichtsbeziehung.

Nach dem Granger-Repräsentationstheorem lässt sich der dynamische Anpassungsprozess kointegrierender Variablen an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung stets im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells beschreiben.¹³⁷ Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht, z.B. hervorgerufen durch temporäre Schocks, unterliegen in der Folgeperiode einer systemimmanenten Rückbildung, die die statische Gleichgewichtsbeziehung wieder etabliert.¹³⁸ Im Folgenden erfolgt eine Beschränkung auf die Darstellung der Konsumdynamik:

$$(7.9) \quad \Delta c_t = \rho \Delta c_{t-1} + \varphi_1 \Delta y_t + \varphi_2 \Delta dax_t + \varphi_3 \Delta iw_t (+\varphi_4 \Delta I_t) + \gamma(\hat{u}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Wie im vorangegangenen Kapitel bereits festgestellt, weisen die der Kointegrationsregression zugrunde liegenden Variablen den Integrationsgrad Eins auf – mit der Folge, dass

¹³⁷ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 255f.

¹³⁸ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 255f.

ihre differenzierten Größen, näherungsweise Wachstumsraten, stationär sind. Der Störterm ε_t soll den White-Noise-Eigenschaften unterliegen. Das Fehlerkorrekturmodell fasst sowohl den kurzfristigen als auch den langfristigen Einfluss der erklärenden Variablen auf das Konsumwachstum zusammen. Der Fehlerkorrekturterm beinhaltet den Gleichgewichtsfehler der Vorperiode und beschreibt dessen Rückbildung. Sein Koeffizient γ sollte ein negatives Vorzeichen aufweisen. Die Koeffizienten $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\delta}_1$ und $\hat{\delta}_2$ der Gleichung 7.8 bilden die langfristige Anpassung des Konsums an das geplante Niveau in Abhängigkeit des verfügbaren Einkommens und der Vermögenspreise ab. Während φ_1, φ_2 und φ_3 die kurzfristige Anpassung erfassen. Die um ein Quartal verzögerte Wachstumsrate des Konsums soll die Persistenz des Konsumwachstums aufgreifen. Die Zahl der autoregressiven Parameter der abhängigen Variablen wurde auf Eins festgelegt, da weiter zurückliegende Vorquartalswachstumsraten auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden waren. Die Resultate der Kleinst-Quadrat-Schätzungen der Gleichung 7.9 für die drei Spezifikationen sind in Tabelle 7 dargestellt. Nichtsignifikante verzögerte und kontemporäre Differenzen wurden schrittweise aus dem Fehlerkorrekturmodell entfernt, um eine sparsamere Parametrisierung zu erhalten. In allen drei Modellschätzungen waren kurzfristige Einflüsse des Konsumwachstums der Vorperiode auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden. Die kurzfristige Dynamik des Konsums unterliegt keiner autoregressiven Struktur. Aus diesem Grund wird auf die Abbildung des geschätzten Koeffizienten verzichtet.

Tabelle 7 Ergebnisse der Fehlerkorrekturmodellschätzungen

Modell	$\hat{\varphi}_1$	$\hat{\varphi}_2$	$\hat{\varphi}_3$	$\hat{\varphi}_4$	$\hat{\gamma}$	R^2_k	SBC	DW	BG	JB	GQ
I	0.892 (14.81)	*	-0.499 (-4.54)		-0.373 (-5.02)	0.778	184	1.89	3.59 [.465]	0.19 [.907]	3.66 [.056]
II	0.851 (15.49)	*	-0.223 (-2.32)	-0.004 (-2.05)	-0.537 (-5.68)	0.794	227	1.86	2.27 [.685]	0.38 [.827]	2.55 [.111]
III	0.788 (14.00)	*	*		-0.396 (-4.55)	0.749	224	1.87	10.68 [.030]	1.10 [.386]	0.89 [.344]

Bemerkung: Auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschiedene Koeffizienten sind mit einem * gekennzeichnet.

Die Resultate der drei Regressionen zeigen, dass die Entwicklung des Konsumwachstums durch die Fehlerkorrekturmodelle recht gut erfasst wird. Der Erklärungsgehalt der Schätzungen ist mit Werten für das korrigierte Bestimmtheitsmaß von 0.749 bis 0.794 relativ hoch. Das SB-Kriterium weist mit 227 den höchsten Wert für das um die Geldmarktzinsen erweiterte Basismodell aus. Die Eigenschaften der Residuen wurden mit dem Test auf Autokorrelation erster (DW) und höherer (BG), Normalverteilung (JB) und Heteroskedastizität (GQ) untersucht. Die Fehlerkorrekturmodelle zeichnen sich, bis auf die Verletzung der Abwesenheit der Autokorrelation höherer Ordnung im Modell III, durch keine weiteren Verletzungen der Modellannahmen aus.

In allen drei Modellschätzungen ist der geschätzte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms signifikant negativ von Null verschieden. Das System Konsumfunktion tendiert zum langfristigen Gleichgewicht. Durchschnittlich werden 37,3% (Modell I) bis 57,7% (Modell II) des Ungleichgewichts der Vorperiode pro Quartal abgebaut. Darüber hinaus wird deutlich, dass die Konsumdynamik maßgeblich von der zeitgleichen Wachstumsrate des verfügbaren Einkommens stimulierend beeinflusst ist. Hingegen rufen Bewegungen im Wachstum des DAX im Vorquartal auf dem 5%-Niveau keine signifikanten Effekte im Konsum hervor. Zudem ist die Konsumdynamik keiner Persistenz unterworfen – $\hat{\rho}$ ist nicht signifikant von Null verschieden. Temporär Veränderungen der realen Wohnimmobilienpreise in der Vorperiode sowie die nominalen Geldmarktzinsen wirken in den Spezifikationen I und II dämpfend auf das Konsumwachstum ein. Kurzfristig ist der Konsum negativ von den realen Wohnimmobilienpreisen beeinflusst. Möglicherweise lässt sich dieser Umstand auf die Mietkomponenten im Wohnimmobilienindex der BulwienGesa AG zurückführen. Auf steigende Mieten reagiert der Teil der privaten Haushalte im Mieterverhältnis mit Konsumverzicht.

Unter Berücksichtigung der Niveaugrößeninformationen kann die LC/PIH jedoch zum Teil gestützt werden. Nicht nur das verfügbare Einkommen, sondern auch die Kursentwicklung des DAX wirkt langfristig stimulierend auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte ein. Für die Bundesrepublik Deutschland wurde seit der Wiedervereinigung ein positiver, aber schwacher Vermögenseffekt der Aktienkurse ermittelt. Ein vermögensinduzierter Konsumeffekt aus den realen Wohnimmobilienpreisen konnte auf dem 5%-Signifikanzniveau nicht nachgewiesen werden. Wird den Wirtschaftssubjekten eine Art Vermögenspreisillusion unterstellt, zeigte sich ebenfalls ein positiv schwacher Vermögenspreiseffekt im Konsum. In dem Modell mit den Geldmarktzinsen wurde ein geringer Substitutionseffekt im Konsum festgestellt. Aus der Schätzung der Fehlerkorrekturgleichungen resultierte ein signifikant negativer Koeffizient des Fehlerkorrekturterms, der auf eine schnelle Anpassung hindeutet. Hinweis auf Persistenz im Konsumwachstum wurde nicht gefunden. Der kurz- wie langfristig nachgewiesene, starke gleichgerichtete Zusammenhang zwischen dem verfügbaren Einkommen und den Konsumausgaben der privaten Haushalte repräsentiert den maßgebenden Faktor der Schätzung des Systems Konsumfunktion.

7.2.3 Ergebnisse DOLS

Die Spezifikation des Konsums in Abhängigkeit des verfügbaren Einkommens und der Vermögenspreise unter Berücksichtigung der Regressor-Endogenität basiert auf einer dynamischen OLS-Schätzung (DOLS) der Form:

(7.10)

$$\ln C_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta_1 \ln DAX_t + \delta_2 \ln IW_t (+\kappa I_t) + \sum_{i=-k}^k \theta_{1,i} \Delta \ln Y_{t+i} + \sum_{i=-k}^k \theta_{2,i} \Delta \ln DAX_{t+i} + \sum_{i=-k}^k \theta_{3,i} \Delta \ln IW_{t+i} (+\sum_{i=-k}^k \theta_{4,i} \Delta I_{t+i}) + u_t^*$$

In Tabelle 8 sind die Ergebnisse der Kleinst-Quadrat-Schätzungen der Gleichung 7.10 für die im vorangegangenen Abschnitt beschriebenen Modelle zusammengefasst. Auf Grund der geringen Anzahl von Beobachtungswerten wird k auf Eins begrenzt. Da die Koeffizienten ($\theta_{1,i}$; $\theta_{2,i}$; $\theta_{3,i}$; $\theta_{4,i}$) keine weitere ökonomische Bedeutung haben, wird auf die Darstellung der

Koeffizientenschätzer verzichtet. Im Gegensatz zum Vorgehen von Bandholz et al. werden die Residuen keiner Newey-West-Anpassung unterzogen, da die diagnostischen Tests keine Verletzungen der Modellannahmen anzeigten.

Tabelle 8 Ergebnisse Parameterschätzung der Konsumfunktion mit DOLS

Modell	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\kappa}$	R^2_k	SBC	DW	BG	JB	GQ
I	-3.171 (-6.71)	1.406 (25.69)	0.041 (13.57)	0.073 (2.05)		0.992	196	1.20	8.44 [.077]	0.30 [.859]	0.09 [.759]
II	-2.474 (-5.42)	1.291 (23.03)	0.038 (13.20)	0.075 (2.16)	-0.003 (-3.50)	0.995	198	1.49	3.03 [.552]	0.39 [.824]	0.20 [.656]
III	-1.977 (-10.24)	1.213 (28.38)	0.035 (15.71)	0.068* (1.69)		0.994	208	1.79	3.37 [.499]	0.67 [.714]	0.81 [.369]

Äquivalent zu den Resultaten der EG2-Methode hängen die Konsumausgaben der privaten Haushalte signifikant positiv vom laufenden verfügbaren Einkommen und der Kursentwicklung des DAX ab; wobei die geschätzten Elastizitäten etwas höhere numerische Werte annehmen. Ein deutlicher Unterschied ergibt sich bei der Schätzung des Vermögenseffektes aus den realen Wohnimmobilienpreisen. Im Basismodell kehrt sich das Vorzeichen der Vermögenselastizität um und der geschätzte Koeffizient ($\hat{\delta}_2$) ist auf dem 5%-Niveau signifikant von Null verschieden. Die Preise und Mieten für Wohnimmobilien wirken langfristig stimulierend auf den Konsum ein. Demgegenüber verliert $\hat{\delta}_2$ in der Spezifikation mit den nominalen Vermögenspreisen mit 0.068 an Gewicht und ist nicht länger signifikant. Im erweiterten Basismodell reduziert sich der relative Einfluss der Geldmarktzinsen auf den Konsum von -0.005 auf -0.003. Die diagnostischen Tests weisen, bis auf der Autokorrelation erster Ordnung im Modell I, keine weiteren Verletzungen der Modellannahmen der Störvariablen auf.

Der Test auf Kointegration wird erneut mit Hilfe des DF- bzw. ADF-Tests durchgeführt. Im Unterschied zum Vorgehen im vorherigen Abschnitt werden Residuen der kointegrierenden Beziehung also eine Linearkombination der Variablen Konsum, Einkommen und Vermögenspreise (Zinsen) berechnet und nicht die Regressionsresiduen der statischen Kointegrationsregression auf Nichtstationarität getestet. Die kontemporären, künftigen und verzögerten Wachstumsraten gehen nicht in den Gleichgewichtsfehler ein. Kointegration impliziert, dass eine Linearkombination der Variablen einen stationären Prozess (u_t) erzeugt. Unter Verwendung der geschätzten Koeffizienten der Tabelle 8 ergibt sich:

$$(7.11) \quad \hat{u}_t = \ln C_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \ln Y_t - \hat{\delta}_1 \ln DAX_t - \hat{\delta}_2 \ln IW_t (-\hat{\kappa} I_t)$$

Der Koeffizient des Konsums wurde auf Eins restringiert. Der letzte der Term der Gleichung 7.11 bezieht sich ausschließlich auf das Modell II. Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests der Residuen $\hat{u}_t$ sind in Tabelle 9 abgebildet.

Tabelle 9 Ergebnisse der Einheitswurzeltests der Residuen der Gleichung 7.11

Modell	Lags	t-Statistik	Kritischer Wert	Entscheidung
I	0	-4.819	-4.29	s
II	0	-5.948	-4.66	s
III	0	-4.741	-4.29	s

In allen drei Modellen kann die Nullhypothese Abwesenheit von Kointegration (Einheitswurzel in $\hat{u}_t$) mit 95%-iger Sicherheit abgelehnt werden, d.h. die Linearkombination der nichtstationären Größen der Konsumfunktion erzeugte einen stationären Restprozess und die Konsumfunktion ist tatsächlich die kointegrierende Beziehung. Die Kointegration ermöglicht die Darstellung der Konsumdynamik durch folgendes Fehlerkorrekturmodell:

$$(7.12) \quad \Delta c_t = \rho \Delta c_{t-1} + \varphi_1 \Delta y_t + \varphi_2 \Delta dax_t + \varphi_3 \Delta iw_t (+\varphi_4 \Delta I_t) + \gamma(\hat{u}_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Die Resultate der OLS-Schätzungen der Fehlerkorrekturmodelle der drei Spezifikationen sind in Tabelle 10 dargelegt.

Tabelle 10 Ergebnisse der Fehlerkorrekturmodellschätzungen

Modell	$\hat{\varphi}_1$	$\hat{\varphi}_2$	$\hat{\varphi}_3$	$\hat{\varphi}_4$	$\hat{\gamma}$	R^2_k	SBC	DW	BG	JB	GQ
I	0.887 (15.62)	*	-0.441 (-4.39)		-0.356 (-5.64)	0.795	229	2.10	3.03 [.555]	0.76 [.684]	5.80 [.016]
II	0.780 (15.06)	*	-0.186* (-1.94)	*	-0.344 (-5.52)	0.791	228	2.22	8.12 [.087]	1.10 [.578]	7.13 [.008]
III	0.806 (16.04)	*	-0.349 (-3.43)		-0.548 (-6.46)	0.803	230	2.14	5.20 [.267]	3.12 [.210]	1.93 [.165]

Bemerkung: Auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschiedene Koeffizienten sind mit einem * gekennzeichnet.

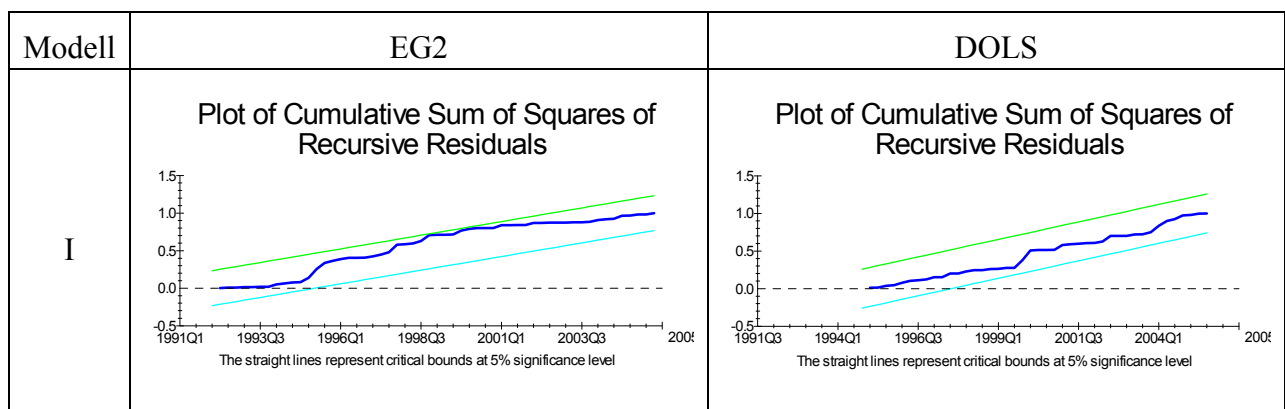
Die Konsumdynamik wird, wie zuvor, im Wesentlichen aus dem Wachstum des aktuell verfügbaren Einkommens und der Korrektur des Gleichgewichtsfehlers der Vorperiode, d.h. die Anpassung an das langfristige Gleichgewicht, erklärt. Der Erklärungsgehalt der Schätzungen ist mit einem korrigierten Bestimmtheitsmaß um 0.8 relativ hoch. In allen drei Spezifikationen ist der Koeffizient des Fehlerkorrekturterms signifikant negativ, was auf eine tendenzielle Verringerung des Konsumwachstums nach einem Konsumüberschuss (bezogen auf die Gleichgewichtsbeziehung) hinweist – wobei das Tempo der Anpassung im erweiterten Basismodell (-0.344) im Vergleich zur EG2-Schätzung (-0.537) deutlich nachlässt. Das Konsumwachstum wird durch das Fehlerkorrekturmodell auf der Grundlage der nominalen Vermögenspreise am effizientesten geschätzt. Gegenüber den Fehlerkorrekturschätzungen im Abschnitt 7.2.2 ist in allen Modellen ein Anstieg des Schwarz-Bayes-Kriteriums zu

beobachten. Getr bt wird das Ergebnis durch den Nachweis der Heteroskedastizit t in den Regressionsresiduen der Gleichung 7.12 – in den Modellen I und II.

Aus der Sch tzung der DOLS-Spezifikation der Konsumfunktion resultierte ein signifikant positiver Verm genseffekt aus beiden Verm genspreisvariablen. Der relative Einfluss der realen Wohnimmobilienpreise auf den Konsum  bertraf den der Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex deutlich. Ein h herer Verm genseffekt aus den Immobilienpreisen stimmt mit den Ergebnissen von Case et al. f r Deutschland  berein. Die bei der Sch tzung der makro konomischen Konsumfunktion mit dem Verfahren von Engle und Granger beobachtete Verm genspreisillusion der Wirtschaftssubjekte best tigte sich f r die Wohnimmobilienpreise nicht. Das verf gbare Einkommen der privaten Haushalte bleibt bestimmender Faktor der Konsumententwicklung. Im langfristigen Gleichgewicht ziehen steigenden Zinsen am Geldmarkt sinkende Konsumausgaben der privaten Haushalte nach sich. Die Resultate der Fehlerkorrekturmodellsch tzungen wichen nur geringf gig von den vorherigen Sch tzungen ab. Es zeigte sich, dass die Konsumdynamik durch das Modell III am effizientesten gesch tzt wurde.

7.2.4 Test auf Parameterstabilit t

Mit Hilfe des CUSUM of square Test wird untersucht, ob die ermittelten Einfl sse der exogenen Variablen der makro konomischen Konsumfunktion im Zeitablauf im Kern konstant bleiben. Neben den bereits angewandten Tests auf autokorrelierte und heteroskedastische St rterme pr ft der CUSUMSQ-Test die Stabilit t der Regressionparameter im Zeitverlauf.¹³⁹ Es ist zu pr fen, ob die gesch tzten Elastizit ten des Einkommens und der Verm genspreise sowie der Geldmarktzinsen im Modell II im Untersuchungszeitraum 1Q 1991 bis 4Q 2004 f r die mit der Methode der Kleinsten Quadrate gesch tzten Konsumfunktionen stabil waren. Aus der graphischen Darstellung der CUSUM of squares ergibt sich Abbildung 6.



¹³⁹ Vgl. Eckey et al. (2001), S. 213ff.

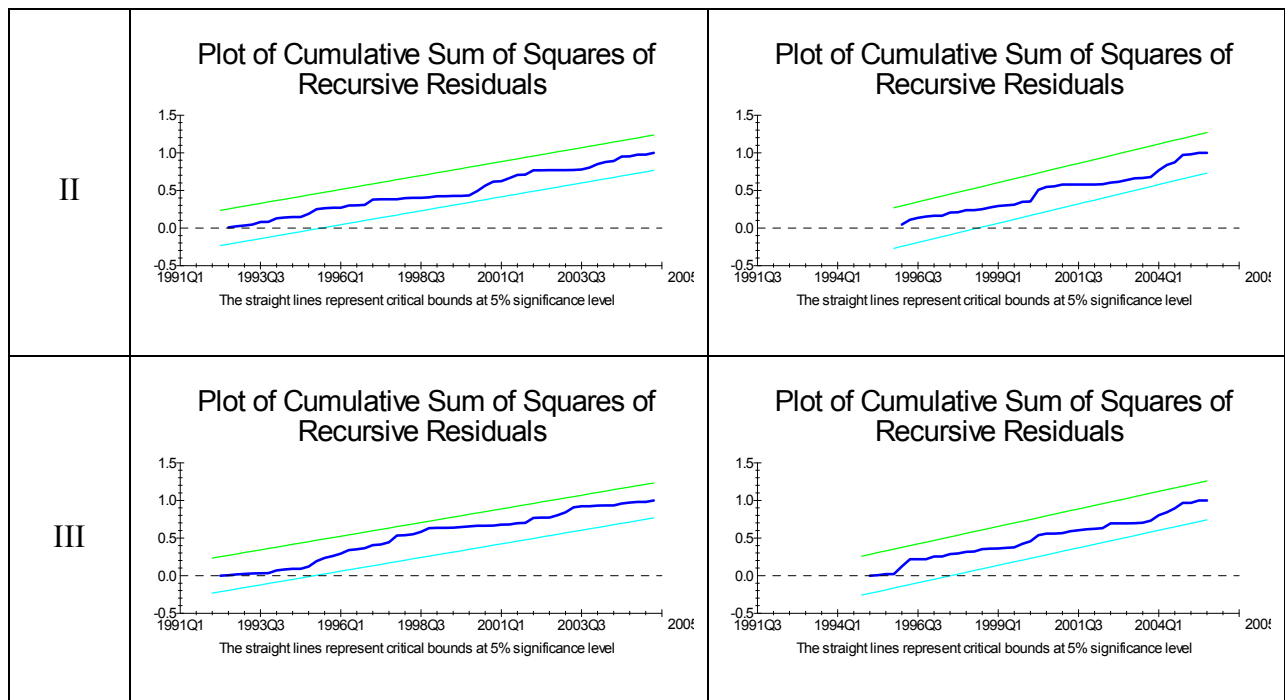


Abbildung 6 Test auf Parameterstabilität der Konsumfunktionen

Alle sechs Reihen verlaufen innerhalb der Signifikanzgrenzen, die für ein Signifikanzniveau von 5% ausgewiesen sind. Die Tests liefern kein Indiz auf Parameterinstabilität. Die geschätzten Konsumfunktionen sind für den Zeitraum nach der Wiedervereinigung stabil. Einzig der Vektor der Regressionskoeffizienten der mit dem EG2-Verfahren geschätzten Konsumfunktion der Spezifikation I kommt der oberen Signifikanzgrenze um das Jahr 2000 bedenklich nahe. Möglicherweise ist dies auf die Fehlspezifikation des Basismodells (reale Vermögenspreise ohne Geldmarktzinsen) zurückzuführen.

7.2.5 Ergebnisse VECM

Im Folgenden wird auf die strenge Annahme der Existenz lediglich einer linear unabhängigen Kointegrationsbeziehung – die mit der Anwendung der EG2-Methode und dem DOLS-Ansatz verbunden waren – verzichtet. Ausgangspunkt des Johansen-Verfahrens bildet die Darstellung eines VAR(1)-Prozesses als Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM):

$$(7.13) \quad \Delta \mathbf{X}_t = \mathbf{A} \mathbf{B}^T \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t$$

mit dem Vektor $\mathbf{X}_t = (\ln C_t, \ln Y_t, \ln DAX_t, \ln W_t, (I_t))$ und einem Interzept-Vektor in der kointegrierenden Beziehung. In Anlehnung an die vorangegangenen empirischen Untersuchungen wird auf die Aufnahme eines linearen Trends in die Kointegrationsbeziehung verzichtet. Die Wahl der Lagordnung p gründet auf dem Vergleich anhand von Informationskriterien ausgewiesene Effizienz der Schätzung variierender VAR-Modelle. Für $p = 1$ wird in allen drei Spezifikationen das höchste SB-Kriterium gefunden. Demnach wird die Johansen-Systemschätzung ohne einen Lag in Differenzen durchgeführt. Zuvor muss der Rang r des Kointegrationsraumes $\mathbf{\Pi} = \mathbf{A} \mathbf{B}^T$ und damit die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen ermittelt werden. In dieser Arbeit liegt der Testentscheidung der Maximale-Eigenwert-Test zugrunde. In Tabelle 11 sind die Ergebnisse der drei Spezifikationen zusammengefasst.

Tabelle 11 Ergebnisse Maximale-Eigenwert-Tests

Modell	H_0	H_1	Test-Statistik	Kritischer Wert
I	$r = 0$	$r = 1$	60.72	28.27
	$r = 1$	$r = 2$	21.51	22.04
	$r = 2$	$r = 3$	14.19	15.87
	$r = 3$	$r = 4$	2.52	9.16
II	$r = 0$	$r = 1$	74.41	34.40
	$r = 1$	$r = 2$	40.31	28.27
	$r = 2$	$r = 3$	28.29	22.04
	$r = 3$	$r = 4$	19.83	15.87
	$r = 4$	$r = 5$	4.65	9.16
III	$r = 0$	$r = 1$	75.51	28.27
	$r = 1$	$r = 2$	31.30	22.04
	$r = 2$	$r = 3$	10.76	15.87
	$r = 3$	$r = 4$	8.26	9.16

Bemerkung: Kritische Werte auf dem 5%-Signifikanzniveau

Im Basismodell kann die Nullhypothese auf dem 5%-Niveau zum ersten Mal für den Rang Eins nicht abgelehnt werden, d.h. es existiert eine linear unabhängige Kointegrationsbeziehung und die Matrix $\mathbf{B}$ ist ein uns bereits aus dem vorangegangenen Abschnitt bekannter Zeilenvektor. In der Spezifikation II – mit den Geldmarktzinsen als zusätzlicher Regressor im Vektor $\mathbf{X}_{t-1}$ der nichtstationären Variablen – hat die Matrix $\mathbf{\Pi}$ mit $r = 4$ beinahe den vollen Rang. Im Falle $r = 5$ würde $\mathbf{\Pi}^{-1}$ existieren und die I(1)-Variablen in $\mathbf{X}_{t-1}$ würden sich als Linearkombination von stationären Variablen ergeben, was zu einem Widerspruch führt.¹⁴⁰ Im weiteren Verlauf der Analyse wurde deutlich, dass nur die beiden stationärsten Linearkombinationen der Variablen in $\mathbf{X}_{t-1}$ ein plausibles Ergebnis liefern. Der Rang des Kointegrationsraumes der Spezifikation III nimmt den Wert 2 an. Nach den Rangtests sind die Parameter der r linear unabhängigen Kointegrationsvektoren zu schätzen. Schätzwerte für die Spalten der kointegrierenden Matrix $\mathbf{B}$ bzw. der Zeilen von $\mathbf{B}^T$ fallen als Nebenprodukt der Testprozedur an. Da die Kointegrationsvektoren ohne weitere Restriktionen nicht identifiziert sind, werden in allen Modellen die geschätzten Koeffizienten des logarithmierten Konsums in $\mathbf{X}_{t-1}$ auf den Wert Eins normalisiert.¹⁴¹ Die stationären Linearkombinationen β_j mit ($j = 1, \dots, r$) lassen sich als ökonomische Gleichgewichtsbeziehungen des Systems Konsumfunktion interpretieren. Die Resultate der ML-Schätzer der normalisierten Kointegrationsvektoren der Matrix $\mathbf{B}$ sind in Tabelle 12 aufgelistet.

¹⁴⁰ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 187.

¹⁴¹ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 202f.

Tabelle 12 Ergebnisse Parameterschätzungen der Kointegrationsvektoren

Modell	Vektor	Intercept	$\hat{\beta}$	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\kappa}$
I	1	-3.627	1.460	0.040	0.103	
II	1	-3.263	1.478	0.049	-0.015	0.005
	2	-2.658	1.292	0.035	0.120	-0.006
III	1	-1.468	1.238	0.030	-0.059	
	2	-3.432	1.357	0.035	0.196	

Bemerkung: ML-Schätzung mit Restricted Intercept und No Trend in der kointegrierenden Beziehung. In den Spezifikationen II und III sind die Kointegrationsvektoren Entsprechend der Höhe ihrer geschätzten Eigenwerte absteigend geordnet. Auf die Abbildung der Vektoren 3 und 4 des erweiterten Basismodells wird verzichtet, da diese stark von den bisherigen Schätzwerten der Koeffizienten der Konsumfunktion abweichen und ökonomisch nur schwer zu interpretieren sind.

Das aus den vorangegangenen Schätzungen der makroökonomischen Konsumfunktion gewonnene Bild wird durch die Johansen-Systemschätzung bestätigt. Kointegration zwischen den Größen Konsum, verfügbares Einkommen und den realen und nominalen Vermögenspreisen kann auch bei zugrunde legen eines vektorautoregressiven Modells nachgewiesen werden. Die Einkommenselastizität des Konsums schwankt zwischen 1.238 und 1.478. Der Wert größer Eins impliziert eine langfristige Zunahme der Konsumneigung aus dem verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte in Deutschland. Die Vermögenselastizitäten aus der Kursentwicklung des DAX weisen, wie erwartet, durchweg positive Vorzeichen auf; wobei die numerischen Werte unter denen des Vermögenseffektes aus den Wohnimmobilienpreisen liegen. Während im Basismodell der Konsum auf eine einprozentige Kurssteigerung des DAX mit einem Anstieg von 0.04% reagiert, zieht ein einprozentiger Preisanstieg für Wohnimmobilien eine Konsumausweitung von 0.1% nach sich. Im Kontrast dazu zeichnet sich zwar die geschätzte Vermögenselastizität der realen Wohnimmobilienpreise im Basismodell durch einen Wert größer Null aus; in den Spezifikationen II und III wechselt das Vorzeichen mit der Wahl des Kointegrationsvektors. Der Wechsel des Vorzeichens ist auch in Bezug auf den geschätzten Substitutionseffekt im Konsum im erweiterten Basismodell zu beobachten. Während in der stationärsten Linearkombination (Vektor 1) die Geldmarktzinsen im langfristigen Gleichgewicht gleichgerichtet auf den Konsum einwirken, signalisieren die geschätzten Koeffizienten des zweiten Kointegrationsvektors einen negativen Substitutionseffekt – begleitet von einem positiven Vermögenseffekt aus den realen Wohnimmobilienpreisen. Die „zweitstationärste“ Linearkombination des Modells II stimmt im Wesentlichen mit den Koeffizientenschätzern der DOLS-Spezifikation der Konsumfunktion überein. Es ist zu vermuten, dass das Oszillieren des Koeffizienten der Wohnimmobilienpreise und der Geldmarktzinsen auf nicht signifikant von Null verschiedene Koeffizientenschätzer zurückzuführen ist.

Die Schätzung der Koeffizienten der kointegrierenden Beziehungen auf der Grundlage eines Vektorfehlerkorrekturmodells liefert zugleich die Parameterschätzer der Anpassungsmatrix **A**. Diese beschreibt, wie die einzelnen Variablen auf Abweichungen von der in **B** ausgedrückten Gleichgewichtsbeziehungen reagieren. Wie im Abschnitt 5.3 beschrieben wurde, können neben dem Konsum auch die Vermögenspreise und das verfügbare Einkommen sicherstellen, dass bei Abweichungen vom gemeinsamen stochastischen Trend, langfristig, die Gleichgewichtsbeziehung wiederhergestellt wird. Da das VECM auf der Basis des VAR(1)-Modells nur die stationären Linearkombinationen als erklärende Variablen enthält, wird zusätzlich ein Vektorfehlerkorrekturmodell auf der Basis eines VAR(3)-Modells geschätzt. Die Resultate sind in Tabelle 13 dargelegt. Die Schätzung der beiden Vektorfehlerkorrekturmodelle ist auf die Basisspezifikation beschränkt.

Tabelle 13 Ergebnisse Vektorfehlerkorrekturmodellschätzungen

	VECM der Spezifikation I							
Basis	VAR(1)				VAR(3)			
ECM für	Δc_t	Δy_t	$\Delta daxr_t$	Δiw_t	Δc_t	Δy_t	$\Delta daxr_t$	Δiw_t
$\hat{\gamma}$	-0.016* (-1.49)	-0.038 (-3.24)	-0.237 (-2.74)	0.018* (2.72)	0.046* (6.02)	0.025* (2.47)	-0.165 (-2.09)	0.002* (0.30)
R^2_k	-0.056	0.131	0.088	-0.016	0.351	0.192	0.259	0.298
SBC	183	178	59	211	184	167	50	203
DW	2.23	2.40	1.11	1.64	2.22	2.24	1.89	2.14
BG	12.02 [.017]	11.10 [.025]	14.79 [.005]	22.90 [.000]	3.04 [.552]	9.40 [.052]	9.29 [.054]	18.49 [.001]
JB	20.89 [.000]	6.59 [.037]	11.95 [.003]	0.30 [.861]	5.68 [.059]	4.28 [.118]	15.89 [.000]	1.42 [.492]
GQ	0.60 [.438]	1.87 [.172]	0.50 [.481]	0.41 [.523]	0.01 [.981]	0.16 [.686]	0.96 [.326]	0.04 [.845]

Bemerkung: Auf die Abbildung der geschätzten Koeffizienten der verzögerten Wachstumsraten wird verzichtet. Mit * gekennzeichnete Koeffizienten sind auf dem 5%-Niveau nicht signifikant **negativ** von Null verschieden.

Aus der Schätzung der Fehlerkorrekturmodelle ist zu entnehmen, dass die Aktienkurse des DAX den entscheidenden Beitrag zur Korrektur des Gleichgewichtsfehlers der Vorperiode leisten. Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung – zum Beispiel hervorgerufen durch Schocks in den Vermögenspreisen oder im Einkommen – werden, wie aus Abbildung 5 zu erkennen ist, größtenteils von der Aktienkursentwicklung verursacht und in der Folge auch getragen; in dem der DAX mittelfristig wieder auf ein mittleres Niveau zurückkehrt. Pro Quartal wird im Mittel rund ein Viertel des Gleichgewichtsfehlers abgebaut.

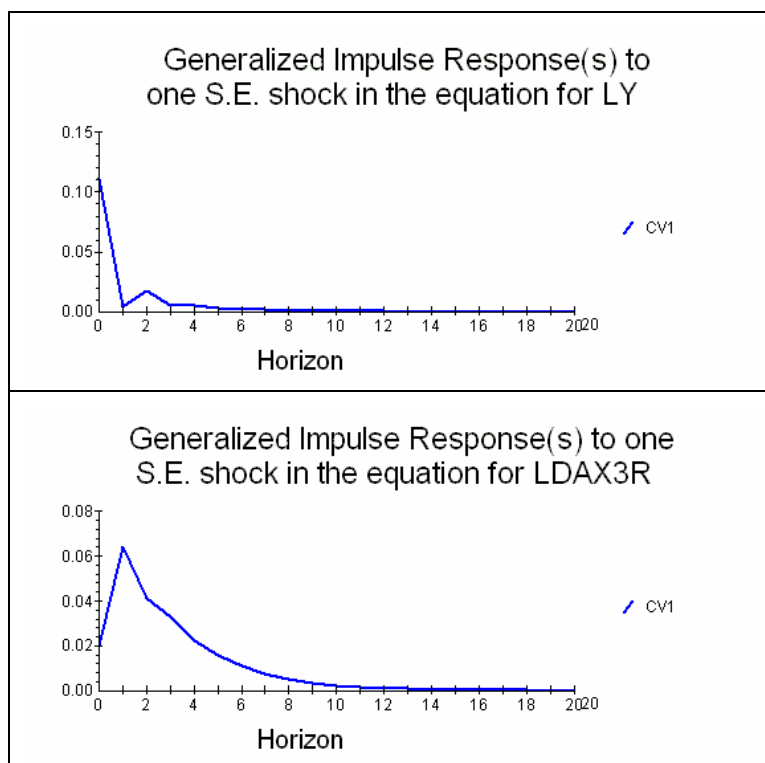
Auch das verfügbare Einkommen trägt im VECM auf der Basis des VAR(1)-Modells zur Korrektur bei. Die Anpassungskraft des Konsums lässt erheblich nach und ist auf dem 5%-Niveau nicht signifikant negativ von Null verschieden. Im Gegensatz zu den Einzelgleichungsansätzen, EG2 und DOLS, ist das Konsumwachstum in der Fehlerkorrekturgleichung auf der Grundlage des VAR(3)-Modells nicht länger dämpfend vom Gleichgewichtsfehler des Vorquartals beeinflusst. Die Mieten und Preise für Wohnimmobilien tragen nicht zur Korrektur des Gleichgewichtsfehlers bei. Dieses Ergebnis wird zum Teil auf die Eigenschaften der mit Hilfe eines kubischen Splines gewonnenen Vierteljahresreihe des Index Wohnen zurückgeführt werden können. Insbesondere in ökonometrischen Modellen mit autoregressiver Struktur überlagert die Tendenz zur Autoregression, infolge der Glättung, den Einfluss der übrigen Variablen im Modell. Insgesamt zeichnen sich die geschätzten Fehlerkorrekturgleichungen durch einen niedrigen Erklärungsgehalt und zum Teil wenig Effizienz in der Schätzung aus. Die diagnostischen Tests weisen zahlreiche Verletzungen der Modellannahmen der Regressionsresiduen nach.

Da die Konsumdynamik durch das Vektorfehlerkorrekturmodell, im Vergleich zu den bisherigen Modellschätzungen, ohne kontemporäre Wachstumsraten des verfügbaren Einkommens geschätzt wurde; werden in Anlehnung an das Vorgehen bei der DOLS-Spezifikation, die aus den Kointegrationsvektoren berechneten, um ein Quartal zurückliegenden Gleichgewichtsfehler in das Fehlerkorrekturmodell der Gleichung 7.12 integriert und anschließend mit der Kleinst-Quadrat-Methode geschätzt. Auf die Darstellung der Ergebnisse wird verzichtet, da die geschätzten Koeffizienten des gewählten Einzelgleichungsansatzes nur in wenigen Punkten von den bisherigen Fehlerkorrekturmodellschätzungen abweichen. Das Konsumwachstum wird im Wesentlichen durch die Dynamik des verfügbaren Einkommens bestimmt. Im Gegensatz zu den vorherigen Schätzungen sind die geschätzten Koeffizienten der Fehlerkorrekturterme nicht in allen Modellen, Vektor 1 der Spezifikation III, auf dem 5%-Niveau signifikant kleiner Null. Zudem kennzeichnen die geringeren numerischen Werte eine nachlassende Anpassungsdynamik – insbesondere der Fehler auf der Basis des ersten Vektors der Spezifikation II. Mit -0.303 für den Anpassungskoeffizienten ($\hat{\gamma}$) in der Basisspezifikation liegt der Betrag des Koeffizientenwertes deutlich über dem des VECM (-0.016). Der Erklärungsgehalt der Schätzungen war zwar weiterhin hoch; die Effizienz, gemessen am Schwarz-Bayes-Kriterium, ließ nach. Die diagnostischen Tests gelangten mit der Heteroskedastizität und der Autokorrelation höherer Ordnung in den Spezifikationen II und III vereinzelt zu Verletzungen der Modellannahmen.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die mit dem Johansen-Verfahren geschätzten Koeffizienten der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen für das verfügbare Einkommen und die Kursentwicklung des DAX sich nur wenig von denen mit dem EG2 Verfahren und dem DOLS-Ansatz geschätzten unterscheiden. Auch auf der Grundlage eines vektorautoregressiven Modells ließen sich Vermögenspreiseffekte im Konsum nachweisen. Der Koeffizient des realen Index Wohnen oszilliert um Null und weist im Basismodell ein positives Vorzeichen auf. Hingegen ist die Richtung des Substitutionseffektes im Konsum nicht länger eindeutig. Bezug nehmend auf die Konsumdynamik sind die Koeffizienten der stationären Linearkombinationen (Gleichgewichtsfehler) nicht in allen Modellen signifikant negativ und deuten auf eine nachlassende Anpassungsgüte hin. Die Kurse des Deutschen Aktienindex leisten in beiden Vektorfehlerkorrekturmodellen den maßgebenden Beitrag zur Anpassung an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung.

7.2.6 Ergebnisse Impuls-Antwort-Analyse

Mit Hilfe von Impuls-Antwort-Funktionen können die Auswirkungen von Einkommens- und Vermögenspreisschocks auf den Konsum untersucht werden. Die Grundlage bildet die Transformation eines Vektorfehlerkorrekturmodells in ein entsprechendes vektor-autoregressives Modell.¹⁴² Im Vergleich zum VAR ermöglicht die VECM-Darstellung eines Systems kointegrierender Variablen die Ausnutzung der Informationen sowohl in den langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen (Niveaubeziehungen) als auch der kurzfristigen Dynamik. Im Folgenden wird von der anhand des Schwarz-Bayes-Informationskriteriums ermittelten „optimalen“ Ordnung des Vektorfehlerkorrekturmodells abgewichen und der Impuls-Antwort-Analyse, wie im vorherigen Abschnitt, ein praktikableres VECM der Ordnung 2 zugrunde gelegt. Zudem erfolgt eine Beschränkung auf die Basisspezifikation (Modell I), d.h. welche Wirkung entfalten Schocks in der Höhe einer Standardabweichung in den realen Aktienkursen und Wohnimmobilienpreisen sowie dem verfügbaren Einkommen auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte. Die Impuls-Antwort-Analyse ist unterteilt in zwei Fragestellungen: zum einen die Reaktion des kointegrierenden Vektors (Konsumfunktion) auf einen einmaligen, temporären Impuls und die Persistenz eines derartigen transitorischen Schocks im System; zum anderen die Reaktion des Konsums auf einen permanenten Schock in den erklärenden Variablen. Während in der ersten Fragestellung der Impuls ausläuft und die Impuls-Antwort-Funktion mit zunehmenden Horizont gegen Null strebt; konvergieren die kumulierten Impuls-Antwort-Folgen gegen die langfristigen Grenzwerte (Multiplikatoren).¹⁴³ In Abbildung 7 sind die Generalized (Verallgemeinerten) Impuls-Antwort-Folgen der Einkommens- und Vermögenspreisschocks auf die kointegrierende Beziehung für den Horizont fünf Jahre dargestellt.



¹⁴² Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 205ff.

¹⁴³ Vgl. Kirchgässner und Wolters (2006), S. 125f.

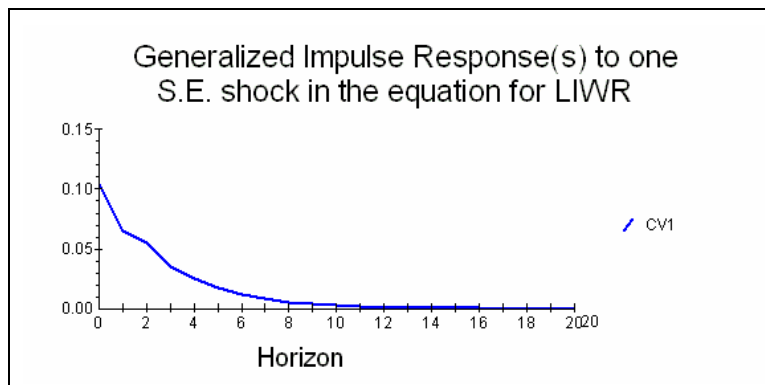


Abbildung 7 Impuls-Antwort-Funktionen

Die Verallgemeinerten Impuls-Antwort-Funktionen weisen gegenüber den Orthogonalisierten den Vorteil auf, dass sie invariant gegenüber der Anordnung der Variablen im VECM bzw. VAR sind.¹⁴⁴ Die graphische Darstellung der Impuls-Antwort-Funktionen zeigt, dass eine einmalige Innovation im verfügbaren Einkommen keine nachhaltige Wirkung auf das System Konsumfunktion hervorruft. Bereits nach drei Quartalen ist der kontemporär starke positive Effekt weitgehend abgebaut und die Folge konvergiert gegen Null. Im Kontrast dazu wirken Schocks in den Vermögenspreisen persistenter auf die kointegrierende Beziehung ein. Die Richtung ist ebenfalls positiv. Der Impuls aus der realen Aktienkursentwicklung des DAX ist erst nach drei Jahren, der aus den Wohnimmobilienpreisen nach zweieinhalb Jahren abgebaut, wobei der kointegrierende Vektor deutlich stärker auf die Immobilienpreise reagiert. Möglicherweise ist diese deutliche Reaktion das Ergebnis, der mit Hilfe eines kubischen Splines erzeugten „künstlichen“ Quartalsreihe des Index Wohnen. Wie zu erwarten, reagiert das System Konsumfunktion am Intensivsten auf den einmaligen Schock im verfügbaren Einkommen. Allerdings läuft dieser Impuls relativ schnell aus. Das Persistenzprofil eines systemweiten Schocks ist in Abbildung 8 dargestellt.

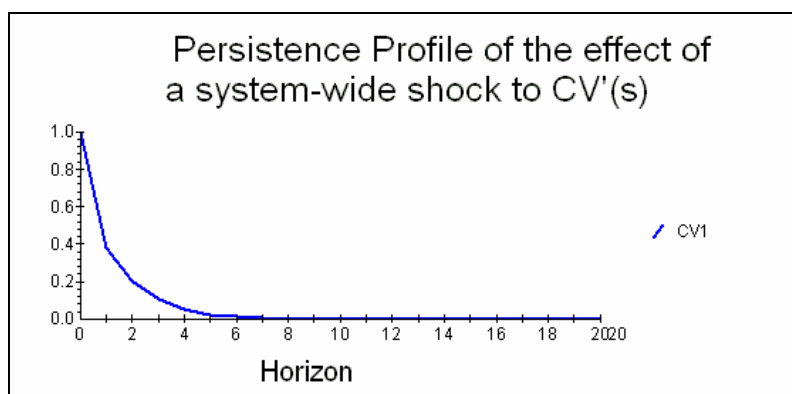


Abbildung 8 Persistenzprofil eines systemweiten temporären Schocks

Ein einmaliger Impuls in den Residuen des Systems Konsumfunktion bringt die langfristige Kointegrationsbeziehung zwischen Konsum, Einkommen und Vermögenspreisen nur vorübergehend aus dem Gleichgewicht. Nach anderthalb Jahren ist der Schock abgebaut und die langfristige Gleichgewichtsbeziehung stellt sich wieder ein. Das System Konsumfunktion kehrt in den Gleichgewichtszustand zurück.

¹⁴⁴ Vgl. Pesaran und Pesaran (1997), S. 423ff.

Die kumulierten (Verallgemeinerten) Impuls-Antwort-Funktionen der Einkommens- und Vermögenspreisschocks auf den Konsum werden in Abbildung 9 gezeigt. Der Konsum reagiert kontemporär stark positiv auf einen permanenten Impuls im verfügbaren Einkommen. Die geschätzte Impuls-Antwort-Funktion bestätigt die Resultate der Kointegrationsanalyse, dass das zeitgleiche verfügbare Einkommen, kurz- wie langfristig, stimulierend auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte einwirkt. Die Anpassung vollzieht sich relativ zügig, sodass die Funktion bereits nach zweieinhalb Jahren gegen ihren langfristigen Grenzwert konvergiert. Die Reaktion des Konsums auf dauerhafte Schocks in den Vermögenspreisen fällt quantitativ ähnlich, jedoch qualitativ unterschiedlich aus. Der Konsum wird durch einen Aktienkursschock unmittelbar negativ, aber bereits nach einem Quartal mittel- bis langfristig positiv beeinflusst. Nach zweieinhalb Jahren strebt die Funktion gegen einen Multiplikator größer Null.

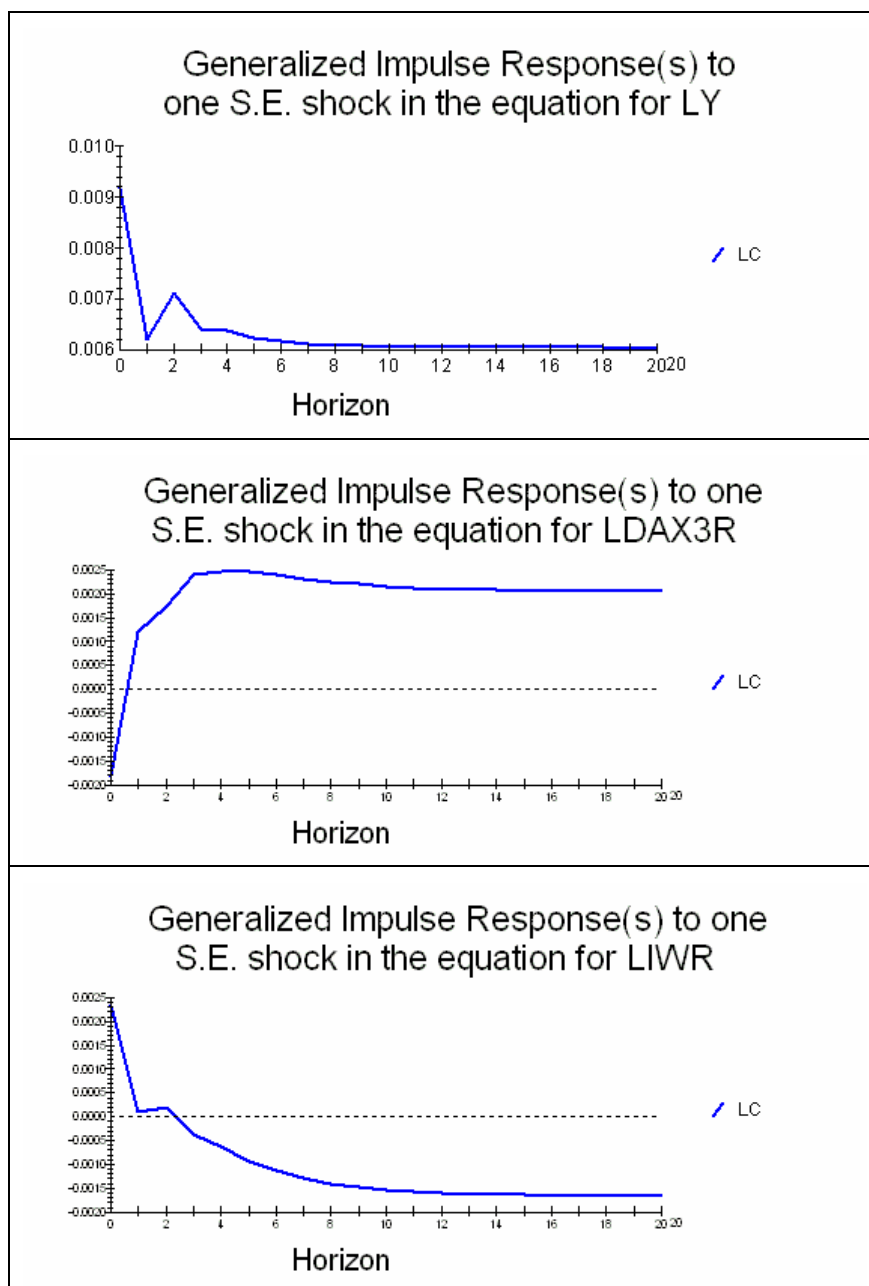


Abbildung 9 Kumulierte Impuls-Antwort-Funktionen

Wie in den vorangegangenen Untersuchungen empirisch festgestellt, wird der Konsum kurzfristig negativ¹⁴⁵ von der Aktienkursentwicklung des DAX beeinflusst. Auf lange Sicht stellt sich hingegen ein positiver Vermögenspreiseffekt ein. Im Gegensatz dazu zeigt die kumulierte Impuls-Antwort-Folge der realen Mieten und Preise für Wohnimmobilien kurzfristig eine Zunahme und mittel- bis langfristig ein Rückgang des Konsums auf einen permanenten Schock an. Der langfristige Grenzwert der Impuls-Antwort-Funktion nimmt einen Wert kleiner Null an. Die Anpassung tritt zeitlich verzögert ein und ist nach rund drei Jahren abgeschlossen. Unter Berücksichtigung der kurzfristigen Dynamik wechselt der langfristig positive Vermögenspreiseffekt sein Vorzeichen. Nicht ausgeschlossen ist, dass dieses Verhalten auf die Eigenarten des Interpolationssplines Index-Wohnen, speziell im Vektorfehlerkorrekturmodell auf der Basis des VAR(3)-Prozesses, zurückgeführt, werden kann. Insgesamt fällt die Reaktion des Konsums auf Vermögenspreisschocks im Vergleich zu dem Einkommensschock persistenter und quantitativ schwächer aus.

7.3 Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse

In den vorangegangenen Abschnitten wurden die Konsumausgaben der privaten Haushalte in Abhängigkeit des verfügbaren Einkommens und der Vermögenspreise sowohl für die kurze als auch für die lange Frist mit Hilfe von drei ökonometrischen Verfahren zum Schätzen und Testen auf Kointegration empirisch untersucht. Die Ergebnisse der Kointegrationsuntersuchung bestätigten, dass die *Variablen der makroökonomischen Konsumfunktion* für Deutschland seit der Wiedervereinigung in einer *langfristigen gleichgewichtigen Beziehung* zueinander standen. (Bestätigung der **These 1**) Die *Residuen* der Kointegrationsregressionen waren *stationär*. Demnach sind Abweichungen einzelner Variablen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung nur temporär und das *System Konsumfunktion tendiert zum Gleichgewicht*.

In allen Verfahren und den drei Spezifikationen der Konsumfunktion entfaltete das verfügbare Einkommen, kurz- wie langfristig, einen starken gleichgerichteten Einfluss auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte. Multipliziert mit der Konsum-Einkommensrelation ergaben sich für die marginale Konsumneigung des Einkommens in Deutschland seit der Wiedervereinigung Werte größer Eins. Dieses Resultat ist zum Teil auf die Einbeziehung einer autonomen Komponente in die Konsumfunktion zurückzuführen. Die ermittelten Koeffizienten des Einkommens liegen über den Werten vergleichbarer Studien. Wie zu erwarten war, ist das *laufende verfügbare Einkommen* der *maßgebliche Faktor der Erklärung des Konsums*.

Die Analyse der *Vermögens(preis)effekte im Konsum* offenbarte ein *differenziertes Bild*. Nach oben gerichtete *Kursbewegungen des Deutschen Aktienindex* als Proxy des Aktienvermögens wirken stimulierend auf den Konsum der Wirtschaftssubjekte ein, wobei die geschätzten Elastizitäten mit 0.03 bis 0.04 nur einen *schwachen Vermögenseffekt* ausweisen. (Bestätigung der **These 2** für den Vermögenseffekt aus dem DAX) Dieses Resultat stimmt mit den Schätzergebnissen von Bertraut und Boone et al. für Deutschland überein. Demgegenüber implizieren die Fehlerkorrekturmodellschätzungen der Konsumdynamik, dass die Aktienkurse

¹⁴⁵ In den Fehlerkorrekturmodellen waren die geschätzten Koeffizienten der näherungsweisen Wachstumsraten des DAX zwar mit negativem Vorzeichen versehen, aber auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden.

den Konsum lediglich langfristig beeinflussen. Temporäre Veränderungsraten des DAX erwiesen sich auf dem 5%-Niveau als nicht signifikant.

Das Vorzeichen und die Höhe des *Vermögenseffektes aus dem Wohnimmobilienindex* als Proxy des Wohnimmobilienvermögens der privaten Haushalte variiert mit der Spezifikation der Konsumfunktion sowie mit der Wahl des ökonometrischen Verfahrens zum Schätzen und Testen auf Kointegration. (Bestätigung der **These 4** für den Vermögenseffekt aus dem Index-Wohnen) Während aus der DOLS-Schätzung *positive* und bis auf die Spezifikation III auch signifikant von Null verschiedene Vermögenselastizitäten resultierten, wird unter der Anwendung der EG2-Methode im Basismodell ein negativer Koeffizient der realen Wohnimmobilienpreise geschätzt. Allerdings ist dieser auf dem 5%-Niveau nicht signifikant. Die Johansen-Systemschätzung bestätigte für das Basismodell die Resultate der DOLS-Spezifikation: Zum einen wurde die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen auf Eins getestet, sodass auch ein Einzelgleichungsansatz angemessen wäre und zum anderen wurde eine *Vermögenselastizität des deflationierten Index Wohnen* mit einem *positiven Vorzeichen* geschätzt. (nur teilweise Bestätigung der **These 2** für den Vermögenseffekt aus dem Index-Wohnen) Der *kurzfristige Einfluss der Wohnimmobilienpreise* auf das Konsumwachstum war in allen Modellen *dämpfend*.

Die disaggregierte Betrachtung der Vermögenspreiseffekte im Konsum aus den beiden Vermögenskategorien gelangte zum Ergebnis, dass der *Vermögenseffekt aus den Wohnimmobilienpreisen* den aus der *Aktienkursentwicklung des DAX* deutlich übersteigt. (Bestätigung der **These 3**) Zum Beispiel lag die geschätzte Vermögenselastizität des Index Wohnen der DOLS-Schätzung des Basismodells mit 0.073 über der Elastizität des DAX (0.041). Allerdings lassen sich daraus keine Rückschlüsse auf die marginalen Konsumneigungen der Vermögenskategorien ableiten, da die Vermögenspreise und nicht das Vermögen selbst auf die Konsumausgaben regressiert wurden.

Die im Modell III mittels des EG2-Verfahrens getestete *Vermögenspreisillusion der Wirtschaftssubjekte* konnte für die DOLS-Spezifikation *nicht bestätigt* werden. Demnach reagieren die privaten Haushalte in einem stärkeren Maße auf Preisänderungen ihrer Vermögenswerte oberhalb des Anstiegs der Verbraucherpreise als auf die nominale Wertentwicklung. Aus dem Johansen-Verfahren resultierte eine nicht eindeutige Festlegung des Vorzeichens.

Die Aufnahme der Geldmarktzinsen in die Konsumfunktion erwies sich als Gewinn. In beiden Einzelgleichungsansätzen wurde ein *negativer Substitutionseffekt im Konsum* festgestellt. (Bestätigung der **These 6**) Demnach verteuern steigende Zinsen am Geldmarkt den Preis des heutigen Konsums im Vergleich zum Morgen und führen zu einer Reduktion der laufenden Konsumausgaben. Im Vergleich zu den anderen Größen der Konsumfunktion ist der Einfluss nur schwach ausgeprägt. Kurzfristige Einflüsse der Zinsen auf die Konsumdynamik waren nur in einem der Fehlerkorrekturmodelle signifikant negativ. Demgegenüber beseitigte die Aufnahme der Geldmarktzinsen in die makroökonomische Konsumfunktion die Verletzung der Annahmen der Abwesenheit von Autokorrelation höherer Ordnung und Heteroskedastizität in den Residuen der Kointegrationsregression des EG2-Verfahrens.

Mit Hilfe der Fehlerkorrekturmodelle wurde die ständige Anpassung des Konsums nach temporären Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung untersucht. In Deutschland liegt die Korrektur des Gleichgewichtsfehlers der Vorperiode, in Abhängigkeit der Spezifikation sowie der verwendeten Test- und Schätzverfahren, in einer Spanne zwischen 30% und 50% pro Quartal. (Bestätigung der **These 5**) Die *Anpassungsdynamik des Konsums* im VECM liegt unter der Fehlerkorrekturmodelle auf der Basis der Einzelgleichungsansätze. Vielmehr leistete die *Kursentwicklung des DAX den entscheidenden Beitrag zur Korrektur des Gleichgewichtsfehlers*. *Persistenz im Konsumwachstum* wurde nicht beobachtet. Insgesamt waren die *Fehlerkorrekturmodelle in der Lage, die Konsumdynamik recht gut zu beschreiben*. Nicht zuletzt ist dieses Resultat auf den kurz- wie langfristig, stabilen Zusammenhang zwischen dem verfügbaren Einkommen und den Konsumausgaben der privaten Haushalte zurückzuführen.

Bis auf wenige Ausnahmen signalisierten die diagnostischen Tests, unter Vernachlässigung der Problematik der Autokorrelation erster Ordnung in einem System kointegrierter Variablen, keine Verletzungen der Modellannahmen des linearen Regressionsmodells. Insbesondere die Berücksichtigung der Regressor-Endogenität der erklärenden Variablen mittels der DOLS-Spezifikation der Konsumfunktion überwand die noch beim Engle und Granger-Verfahren aufgetretenen Modellverletzungen in den Residuen des Basismodells. Im Gegensatz dazu zeichneten sich die geschätzten Fehlerkorrekturgleichungen im VECM durch einen niedrigen Erklärungsgehalt und zum Teil wenig Effizienz in der Schätzung aus. Die diagnostischen Tests wiesen auf zahlreiche Verletzungen der Modellannahmen der Regressionsresiduen hin.

Die CUSUM of squares Tests gelangten für die mit dem EG2- und DOLS-Verfahren geschätzten *Einkommens- und Vermögenspreiselastizitäten* der langfristigen makroökonomischen Konsumfunktion für Untersuchungszeitraum 1Q 1991 – 4Q 2005 zur *Stabilität der Parameter*. (Bestätigung der **These 2**)

Die Impuls-Antwort-Analyse des Vektorfehlerkorrekturmodells der Basisspezifikation zeigte, dass ein transitorischer Impuls der erklärenden Variablen, die langfristige Kointegrationsbeziehung zwischen den Größen Konsum, Einkommen und Vermögenspreise nur vorübergehend aus dem Gleichgewicht bringt und nach zwei bis drei Jahren ausläuft. Das System Konsumfunktion kehrt infolge eines systemweiten Schocks sogar nach anderthalb Jahren in den Gleichgewichtszustand zurück. (Bestätigung der **These 1**) Die Reaktion des Konsums auf einen permanenten Impuls im verfügbaren Einkommen ist positiv und erfolgt innerhalb von rund zwei Jahren. Demgegenüber ist die Reaktion des Konsums auf Schocks in den Vermögenspreisen persistenter und die Anpassung vollzieht sich über drei Jahre. Allerdings rufen die Impulse in den Vermögenspreisen unterschiedlich gerichtete Antworten im Konsum hervor. Während die realen Aktienkursbewegungen stimulierend wirken, reagiert der Konsum auf einen dauerhaften Schock der deflationierten Mieten und Preise für Wohnimmobilien mit einem Rückgang. (Widerspruch zur **These 2** für den Vermögenseffekt aus dem Index-Wohnen) Die Schockanalyse verdeutlicht, dass *Vermögenspreisschocks im Vergleich zu Impulsen im Einkommen quantitativ schwächer, persistenter und in differenzierter Wirkungsrichtung* verlaufen.

Das Basismodell der DOLS-Spezifikation der makroökonomischen Konsumfunktion wird den anderen Modellschätzungen vorgezogen. Im Gegensatz zum erweiterten Basismodell zeichnet es sich zwar durch einen etwas geringeren Erklärungsgehalt und Effizienz der Schätzung aus; aber mit dem Johansen-Verfahren wurde die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen auf Eins getestet – sodass die Modellierung des Basismodells mit Hilfe eines Einzelgleichungsansatz ein zulässiges Vorgehen darstellt. Zudem berücksichtigt der dynamische OLS-Ansatz von Stock und Watson explizit die Problematik der Regressor-Endogenität. Die präferierte Konsumfunktion lässt sich mit den geschätzten Koeffizienten der Tabelle 8 wie folgt aufschreiben:

$$(7.14) \quad \hat{c}_t = -3.171 + 1.406 y_t + 0.041 dax_t + 0.073 iw_t$$

Für Deutschland seit der Wiedervereinigung implizieren die geschätzten Modelle, dass die *Konsumausgaben* der privaten Haushalte *lediglich langfristig stimulierend* von den *Vermögenspreisen* *beeinflusst* werden. Temporäre Veränderungen beider Vermögenspreiskategorien erwiesen sich bis auf wenige Ausnahmen als nicht signifikant. Die geschätzten kumulativen Impuls-Antwort-Folgen wechselten nach wenigen Quartalen das Vorzeichen. Eine Divergenz in der kurzfristigen Reaktion und der langfristigen Entwicklung war zu beobachten.

8 Geldpolitische Implikationen

Wie in den empirischen Untersuchungen gezeigt wurde, entfalten Vermögenspreisschwankungen über mehrere Quartale verteilt Wirkung auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte. Die Verhaltensanpassung der Wirtschaftssubjekte vollzieht sich hingegen nicht unmittelbar vollständig – wie beim verfügbaren Einkommen – sondern erst über die Wahrnehmung der Vermögenspreisänderung als unerwarteter dauerhafter Anstieg des Vermögens. Lettau und Ludvigson heben in diesem Zusammenhang hervor, dass die subjektive Empfindung der Nachhaltigkeit eines Vermögenspreisschocks die Konsumreaktion maßgeblich bestimmt.¹⁴⁶ Bei einer Analyse der zeitlichen Komponenten des Vermögenseffektes im Konsum für die Vereinigten Staaten stellten sie fest, dass rund 88% der Schwankungen des Aktienvermögens auf temporäre Schocks zurückzuführen sind.¹⁴⁷ Auf diese vorübergehenden Bewegungen reagieren die Haushalte nur wenig. Obwohl die transitorischen Schwankungen eine durchschnittliche Dauer von bis zu vier Jahren aufwiesen, üben diese lediglich einen geringen Einfluss auf die Konsumausgaben der Wirtschaftssubjekte aus. Nach Ansicht der Autoren ist der beobachtete kurzfristige statistische Zusammenhang zwischen Aktienkursen und Konsum nicht als Vermögenseffekt zu interpretieren, sondern Resultat der statistischen Eignung der Aktienkurse als Frühindikator der realwirtschaftlichen Entwicklung. Mit den damit einhergehenden erwarteten Einkommenssteigerungen in der Zukunft ist eine Ausweitung der Konsummöglichkeiten der Haushalte verbunden, die zum Teil bereits in der Gegenwart realisiert werden. Aus der permanenten Komponente der Vermögenspreisschwankungen, die rund 12% ausmachte, resultiert eine marginale

¹⁴⁶ Vgl. Lettau und Ludvigson (2004), S. 289.

¹⁴⁷ Vgl. Lettau und Ludvigson (2004), S. 277.

Konsumneigung von vier bis fünf Cent je Dollar Vermögenszuwachs. Dieses Ergebnis steht im Einklang mit den üblichen Schätzungen für die USA, allerdings bezogen auf die gesamte Variabilität des Aktienvermögens. Dauerhafte Veränderungen im Vermögen, bei Lettau und Ludvigson abgebildet durch die Trendkomponente, rufen Vermögenseffekte im Konsum hervor.¹⁴⁸ Folglich unterscheiden die Wirtschaftssubjekte zwischen permanenten und transitorischen Bewegungen im Vermögen, wobei Letztere nur sehr zögerlich zu Konsumzwecken verwandt werden. Darüber hinaus gelangten Lettau und Ludvigson bei der Auswertung der Vektorfehlerkorrekturmodellschätzungen bereits in einer früheren Untersuchung zum Ergebnis, dass der Großteil der Anpassungsdynamik vom Vermögen und weniger vom Konsum getragen wird.¹⁴⁹ Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung – zum Beispiel hervorgerufen durch Schocks in den Vermögenspreisen oder im Einkommen – werden größtenteils vom Vermögen getragen, indem dieses mittelfristig wieder auf Normalwerte zurückkehrt. Das Vermögenswachstum unterliegt der Tendenz der Rückkehr zum Mittelwert (Mean Reversion). Die Ergebnisse der Fehlerkorrekturmodellschätzungen für Deutschland zeigen, dass seit der Wiedervereinigung die Anpassung an die Gleichgewichtsbeziehung auch über den Konsum erfolgte; wobei aus der Schätzung des Vektorfehlerkorrekturmodells eine weitaus größere Anpassungsleistung der Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex hervorging. Der Nachweis der Kointegration zwischen den Größen Konsum, Einkommen und Vermögenspreisen impliziert das die Variablen sich kurzfristig voneinander entfernen können, aber langfristig immer wieder in Richtung einer gleichgewichtigen Entwicklung korrigiert werden. Das Konsumwachstum war maßgeblich vom Wachstumspfad des verfügbaren Einkommens beeinflusst. Persistenz im Konsumwachstum wurde nicht beobachtet, sodass die Trägheitsannahme der Konsumgewohnheiten für Deutschland verworfen werden kann. Auch folgt der Konsum keinem Random Walk. Der starke Zusammenhang zwischen dem aktuellen Einkommen und dem Konsum, insbesondere für die kurze Frist, ist u.a. auf Liquiditätsbeschränkungen, denen die privaten Haushalte unterworfen sind, zurückzuführen.¹⁵⁰ Entgegen den Modellannahmen der Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese finden die Wirtschaftssubjekte, trotz der erwarteten Einkommensströme in der Zukunft, nicht notwendigerweise Kreditgeber, die ihnen in der Gegenwart ein über dem laufenden verfügbaren Einkommen höheres Konsumniveau ermöglichen. Informationsasymmetrien zwischen dem verschuldungsbereiten Konsumenten und dem Gläubiger über die künftige Zahlungsfähigkeit des Schuldners verhindern die kreditfinanzierte Ausweitung des Konsums. Als Folge konsumieren die Haushalte weniger als das Normaleinkommen zulassen würde und sind stärker an das laufende verfügbare Einkommen gebunden. Die Unsicherheit über das zukünftige Einkommen und die Tendenz zum Puffer- und Sicherheitssparen verhindern eine vollkommene Glättung des Konsums über den Lebenszyklus, sodass die Wirtschaftssubjekte ihren Konsumpfad am aktuell verfügbaren Einkommen und weniger am permanenten Einkommen der PIH bzw. an den Lebenszyklusressourcen der LCH ausrichten. Während langfristig durchaus schwache positive Vermögenspreiseffekte zu beobachten waren, besteht kurzfristig kein stimulierender Effekt der Vermögenspreisentwicklung auf die Konsumdynamik. Dies verleitet zum Schluss, dass der Konsumpfad nur in geringem Maße von der Vermögenspreisentwicklung getragen

¹⁴⁸ Vgl. Lettau und Ludvigson (2004), S. 294.

¹⁴⁹ Vgl. Lettau und Ludvigson (2001), S. 824; Lettau und Ludvigson (2004), S. 282.

¹⁵⁰ Vgl. Janger et al. (2005), S. 60.

wird. Allerdings betonen Case et al. die wachsende Bedeutung des Immobilienmarktes für die Konsummöglichkeiten der Wirtschaftssubjekte. Bislang riefen Bewegungen im Aktienvermögen eher kurzfristige Wirkungen und Wertschwankungen auf dem Wohnimmobilienmarkt eher mittel- bis langfristige Effekte im Konsum hervor. Eine mögliche Ursache ist im Vorhandensein eines liquideren Marktes für Aktien und der damit verbundenen schnelleren Liquidierbarkeit von Vermögenszuwächsen zu sehen. In den letzten Jahren war zu beobachten, dass auch Finanzinnovationen in der Immobilienfinanzierung, über die sie sogenannten Mortgage Equity Withdrawals, zu einer gestiegenen Bedeutung der Anlageform Wohnimmobilie für die laufenden Konsumausgaben der privaten Haushalte beitragen. Mit geschätzten 1.2% bzw. 2.1% des verfügbaren Einkommens in Großbritannien und die USA im Zeitraum 2000 bis 2005 nahmen die MEW messbar Einfluss auf den Konsum der privaten Haushalte.¹⁵¹ In Deutschland ist die Ausdehnung des Konsums über Hypothekenkredite eher unüblich. Die Einführung der in den USA seit Jahrzehnten agierenden REIT's¹⁵² in Europa wird die Immobilie – neben der Selbstnutzung, Vermietung und der Anlage in offene und geschlossene Immobilienfonds – als Anlagekategorie der institutionellen wie privaten Investoren weiter popularisieren. Immobilienaktien als Mischform aus Immobilienanlage mit den Vorzügen der Aktienanlage verzeichneten in den letzten Jahren starke Kurszuwächse und sind vermehrt in den Portfolios der Privatanleger zu finden. Neuere Entwicklungen auf dem Gebiet der Immobilienderivate verstärken den Trend und ermöglichen den Marktteilnehmern eingegangene Immobilieninvestitionen abzusichern und die Nachteile der direkten Immobilienanlage als unflexible und illiquide Vermögensform zu reduzieren.¹⁵³ Die Lockerung von Kreditrestriktionen durch Veränderungen in der Immobilienfinanzierung und im Hypothekarreht erleichtert die Umsetzung von Wertzuwächsen der illiquiden Vermögensform Wohnimmobilie in Konsumnachfrage. In Bezug auf die Aktienkursentwicklung und den damit verbundenen gesamtwirtschaftlichen Auswirkungen sollten internationale Rückkopplungseffekte nicht vernachlässigt werden. In zunehmendem Maße hängt die Vermögensentwicklung der privaten Haushalte und in der Folge auch die Konsummöglichkeiten von der Verfassung der Aktienmärkte ausländischer Volkswirtschaften ab. Zum einen halten die Haushalte vermehrt ausländische, zumeist Wertpapiere europäischer Unternehmen; zum anderen sind die Rückwirkungen der Börsenentwicklung auf die Konjunktur in anderen Ländern über die Korrelation mit den heimischen Börsenindizes angesichts des Vertrauenseffektes (indirekter Vermögenseffekt) und über die internationalen Kapital- und Handelsverflechtungen der Unternehmen auch für Deutschland relevant.¹⁵⁴ Zudem dürften Verschiebungen in der Struktur des Finanzsystems, hin zu einem mehr kapitalmarktorientiertem System, zu einer Verstärkung der Konsumreaktionen auf Vermögenspreisschwankungen führen. Eine breitere Streuung der Aktie als Anlageform über die direkte Anlage oder die indirekte mittels Aktienfonds und im zunehmenden Maße über derivative Finanzinstrumente (z.B. Zertifikate) könnte dem Vermögenseffekt aus der Aktienkursentwicklung auch für Deutschland an Bedeutung gewinnen lassen. So stieg der Anteil der Haushalte, die Investmentfonds besitzen von 14.9% im Jahr 1999 auf 30.1% im ersten Halbjahr 2006.¹⁵⁵ Die Veränderung der Spargewohnheiten

¹⁵¹ Vgl. Dekabank (2005), S. 4.

¹⁵² Ein REIT (Real Estate Investment Trust) ist eine börsennotierte Kapitalgesellschaft, die eine Vielzahl von Immobilien besitzt und betreibt und den Großteil des Gewinns an die Aktionäre ausschüttet.

¹⁵³ Vgl. Plewka (2003), S. 198.

¹⁵⁴ Vgl. Deutsche Bundesbank (2003), S. 41.

¹⁵⁵ Vgl. BVI (2006).

der Haushalte im Zuge der Kapitaldeckung der Altersvorsorge, hin zu einer ‚Institutionalisierung des Sparens‘, könnte die vermögensinduzierten Konsumeffekte jedoch abschwächen.¹⁵⁶ In dem Maße wie die Vermögensanlage der privaten Haushalte über Intermediäre wie Versicherungen und Altersvorsorgewerke abgewickelt wird, nimmt die Illiquidität des Vermögens zu und mögliche Wertzuwächse sind nur schwer in zusätzliche Konsumnachfrage umzusetzen.

Für die Geldpolitik der Zentralbanken ergeben sich in Hinblick auf die Berücksichtigung der Vermögenspreise und Vermögenspreisblasen in der geldpolitischen Strategie, d.h. die Frage, ob Zentralbanken auf die Preisentwicklung an den Vermögensmärkten reagieren sollten, folgende Implikationen: In der Diskussion sind zwei sich gegenüberstehende Auffassungen zu unterscheiden. Zum einen die am meisten verbreitete Meinung, u.a. vertreten durch Bernanke und Gertler (1999, 2001) sowie Lettau und Ludvigson (2004) – die betonen, dass im Rahmen der geldpolitischen Strategie des Inflation Targeting Bewegungen in der Vermögenspreisen, insbesondere der Aktienkurse, auf Grund ihres transitorischen Charakters und der damit einhergehenden geringen Wirkung auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte als dominierender Bestandteil der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage kein eigenständiges geldpolitisches Ziel darstellen.¹⁵⁷ Folglich sollten die Zentralbanken mittels ihres zinspolitischen Instrumentariums auch nicht versuchen die Vermögenspreise gezielt zu beeinflussen oder gar zu steuern – solange diese nicht gestiegene Inflationserwartungen der Wirtschaftssubjekte signalisieren. Stabile Verbraucherpreise können mit steigenden Aktienkursen vereinbar sein, wenn z.B. positive Wachstumsaussichten der Unternehmen gestiegene Bewertungsniveaus an den Aktienmärkten fundamental rechtfertigen. Nach Svensson (2004) sollte die Geldpolitik auf Vermögenspreisschwankungen nur dann reagieren, wenn das Erreichen des geldpolitischen Endziels, heute i.d.R. ein mittelfristiges Inflationsziel, gefährdet wird. Das Ausmaß und die Persistenz von Vermögenspreisschocks sollte genauestens untersucht und die Auswirkungen der Schocks auf die Inflationsrate prognostiziert werden; bevor die Geldpolitik mit Hilfe des zinspolitischen Instrumentariums reagiert und versucht das Erreichen des mittelfristigen Inflationsziel sicherzustellen.¹⁵⁸ Im Kontrast dazu sind Cechetti et al. (2003) Befürworter direkter Reaktionen der Zentralbank auf nicht fundamental gerechtfertigte Vermögenspreisbewegungen – unabhängig davon, ob sich aus den Vermögenspreisschwankungen Gefahren für das Erreichen des mittelfristigen Inflationsziels ergeben. Entfernen sich die Vermögenspreise von ihren Fundamentalwerten nach oben und verdichten sich Anzeichen einer Blasenbildung sollte ein restriktiver geldpolitischer Impuls die Blase zum „Platzen“ bringen bzw. rechtzeitig im weiteren Entstehen behindern. Sie heben hervor, dass die Berücksichtigung der Vermögenspreisentwicklung lediglich im Rahmen der mittelfristigen Inflationsprognose die Effekte einer sich langsam, über mehrere Jahre aufbauenden Vermögenspreisblase zu spät erfassen würde und im Gegensatz dazu ein frühzeitiges Gegensteuern die Blase bereits am Entstehen behindern könnte und damit Auswirkungen auf die Realwirtschaft und die Verbraucherpreise rechtzeitig verhindert werden können. Allerdings geht mit diesem Vorgehen die Schwierigkeit einher, die Vermögenspreisblase rechtzeitig und präzise zu identifizieren. Aus welchem Grund sollte die Zentralbank über einen besseren Informationsstand als die Marktteilnehmer verfügen („Anmaßung von Wissen“), wenn diese nicht in der Lage sind die Blase zu erkennen. Mit

¹⁵⁶ Vgl. Illing und Klüh (2004), S. 19.

¹⁵⁷ Vgl. Lettau und Ludvigson (2004), S. 294.

¹⁵⁸ Vgl. Bandholz et al. (2006), S. 177.

dem aktiven Ansatz ist das Problem verbunden, dass sich infolge eines restriktiven zinspolitischen Schrittes, der die Vermögenspreisblase in der Spätphase zum Platzen bringt, die realwirtschaftlichen Folgen verschärfen könnten. Zudem können unterschiedliche Vermögenskategorien widersprüchliche Signale liefern. Einen Mittelweg zwischen den beiden Extrempositionen verfolgt die Europäische Zentralbank, indem für sie die Vermögenspreise keine direkte Zielgröße ihrer geldpolitischen Strategie darstellen; ihnen aber im Rahmen der Wirtschaftlichen Analyse der Zwei-Säulen-Strategie eine Rolle als wichtiger Indikator der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung beigemessen wird.¹⁵⁹ Die EZB führt dazu aus: „Vermögenspreise sind keine Zielgröße für die EZB. Im Hinblick auf die Gewährleistung längerfristig stabiler Verbraucherpreise muss sie Vermögenspreisbewegungen jedoch sehr genau beobachten. In diesem Zusammenhang dürfte die hervorgehobene Rolle, die die EZB der Geldmenge und der Kreditvergabe im Rahmen ihrer Strategie beimisst, bei der Beurteilung der Vermögenspreisentwicklung und der Frage, inwieweit diese auf längere Sicht ein Risiko für die Preisstabilität darstellt, von Nutzen sein.“¹⁶⁰ Aktienkursbewegungen und Wertsteigerungen von Immobilien können über den diskutierten Vermögenseffekt im Konsum das Ausgabeverhalten der Wirtschaftssubjekte beeinflussen und zu einer höheren gesamtwirtschaftlichen Nachfrage führen, die tendenziell einen Anstieg der Verbraucherpreise nach sich zieht. Das Ausmaß der skizzierten Vermögenseffekte hängt von der Verbreitung und Verteilung der Vermögenskategorien auf die Bevölkerung der Staaten des Euro-Währungsgebietes ab und ist umso stärker, je höher der Anteil der Aktien- und Eigenheimbesitzer ist. Die starke Konzentration des Aktienvermögens auf die Haushalte höherer Einkommensklassen in Deutschland kann die im internationalen Vergleich niedrigen Vermögenselastizitäten im Konsum aus den Aktienkursen zum Teil erklären.¹⁶¹ Darüber hinaus können Übertreibungen an den Vermögensmärkten in beide Richtungen die Stabilität des Finanzsystems gefährden. So könnten steigende Zinsen die Preise für Wohnimmobilien unter Druck setzen und die Vermögensbilanzen der verschuldeten Haushalte eintrüben. In dieser Situation belasten Kreditausfälle die Bilanzen der Kreditinstitute. In der Folge wäre nicht nur der Konsum über den Vermögenseffekt negativ beeinflusst. Möglicherweise verändert sich die Kreditvergabepraxis der Banken – mit der Folge, dass auch die mit Fremdkapital finanzierten Unternehmen unter einer restriktiveren Kreditvergabe leiden. Der Preisrückgang am Wohnimmobilienmarkt könnte somit andere Bereiche der Volkswirtschaft negativ beeinträchtigen.¹⁶² Aus diesem Grund spielen Vermögenspreise als geldpolitischer Indikator in der Strategie der EZB eine wichtige Rolle, auch wenn die Geldpolitik nicht auf ihre Entwicklung ausgerichtet ist. Ähnlich dem Vorgehen der Deutschen Bundesbank¹⁶³ wird die Entwicklung an den Aktien- und Immobilienmärkten sorgfältig im Hinblick auf die Auswirkungen auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte und damit mittel- bis langfristig auf die Stabilität der Verbraucherpreise beobachtet und mit der Analyse monetärer Indikatoren, insbesondere die Kreditvergabe und das Geldmengenwachstum, kombiniert. Issing (2005) stellt die Bedeutung der Geld- und Kreditaggregate sowohl für die Verbraucherpreise als auch für die Vermögenspreise heraus. Indem das Geldmengen- und Kreditwachstum mittelfristig begrenzt wird, beugt die Zentralbank liquiditätsgetriebenen Fehlentwicklungen an den Vermögensmärkten,

¹⁵⁹ Vgl. EZB (2005), S. 67ff.

¹⁶⁰ Vgl. EZB (2005), S. 69.

¹⁶¹ Vgl. Deutsche Bundesbank (2003), S. 40.

¹⁶² Vgl. Dekabank (2005), S. 5.

¹⁶³ Vgl. Deutsche Bundesbank (2003), S. 41.

insbesondere dem Aktienmarkt, vor. Aus diesem Grund sollte die geldpolitische Strategie einen mittel- bis langfristigen Zeithorizont aufweisen und die Notenbanken sollten das Angebot an Zentralbankengeld, als Quelle der Liquidität, steuern.

Die empirische Untersuchung für Deutschland als größtes Land der EWU konnte keine starken Vermögenseffekten im Konsum aus den Aktienkursen des DAX und den Wohnimmobilienpreisen nachweisen. Die Ergebnisse ausgewählter empirischer Studien für Deutschland und Frankreich, als zweitgrößtes Land, mit niedrigen Vermögenselastizitäten gelangen zu einem ähnlichen Resultat. Das Vorgehen der EZB, die Vermögenspreise nicht explizit als Zielgröße in die geldpolitische Strategie aufzunehmen, findet durch die Empirie Bestätigung. Bestrebungen den Vermögenspreisen über die Funktion als Indikatorvariablen hinausgehend mehr Gewicht im Rahmen der geldpolitischen Strategie der EZB einzuräumen, lassen sich aus der durchgeführten Analyse nicht ableiten. Für die Geldpolitik der Europäische Zentralbank stellt sich vor dem Hintergrund der Ausweitung der EWU auf die Staaten Mittel- und Osteuropas sowie einem möglichen Beitritt von Schweden und Großbritannien in den nächsten Jahren die Herausforderung, die in den Ländern unterschiedlich stark ausgeprägten Vermögenseffekte im Konsum abzuschätzen und in eine einheitliche Strategie für den gesamten Währungsraum umzusetzen. Während in den langjährigen EU-Staaten Großbritannien und Schweden den Vermögensmärkten eine überdurchschnittliche Bedeutung für die Realwirtschaft zukommt; zeichnen sich die neuen EU-Mitgliedsstaaten durch eine vergleichsweise geringe Vermögensausstattung der privaten Haushalte aus, die nur schwache Konsumreaktionen auf Vermögenspreisbewegungen erwarten lässt.¹⁶⁴ Allerdings forciert die Öffnung und Liberalisierung der Finanzmärkte dieser Länder die Gefahr destabilisierender Vermögenspreisentwicklungen auf den Aktien- und Immobilienmärkten Mittel- und Osteuropas. Eine einheitliche Geldpolitik für den Euro-Raum wird angesichts der unterschiedlich ausgeprägten Vermögenseffekte erschwert. Nicht zuletzt ist die EZB weiter vor dem offenen Problem der Messung der Preisentwicklung für Wohnimmobilien in Deutschland gestellt, da die amtliche Statistik keine unterjährigen, mindestens vierteljährigen Angaben für die Bundesrepublik liefern kann.¹⁶⁵ Unterjährige Aggregate für das Euro-Währungsgebiet, die innerhalb von 90 Tage nach Ende des Berichtsquartals zur Verfügung stehen sollen, sind zurzeit nicht zu berechnen.

¹⁶⁴ Vgl. Illing und Klüh (2004), S. 26ff.

¹⁶⁵ Vgl. Leifer (2004), S. 447.

9 Zusammenfassung

Die zunehmende Bedeutung der Aktien- und Immobilienmärkte für die Realwirtschaft in den vergangenen zwei Dekaden intensivierte die Diskussion über die Rolle der Vermögenspreise in der Transmission geldpolitischer Impulse. Während in zahlreichen Studien der Einfluss der Geldpolitik auf die Vermögensmärkte nachgewiesen werden konnte, war die realwirtschaftliche Bedeutung des Vermögens und seiner Preise zwar theoretisch beschrieben, der empirische Nachweis wurde jedoch erst mit dem Aufkommen neuerer Entwicklungen in der Ökonometrie zum Thema Kointegration ökonomischer Prozesse erbracht. Die vielfältigen Analysen ergaben, dass ein Anstieg der Aktienkurse und Immobilienpreise über den direkten und indirekten Vermögenseffekt stimulierend auf den Konsum einwirken, da die privaten Haushalte auf ein gestiegenes Vermögen heute und eine verbesserte Einkommenserwartung in der Zukunft entsprechend ihrer Präferenzen zusätzliche Ausgaben in der Gegenwart tätigen. Die Intensität der Vermögenseffekte im Konsum hängt u.a. von den Konsumpräferenzen der Vermögensbesitzer, dem Zinsumfeld, den institutionellen Gegebenheiten wie der Ausgestaltung des Finanz- und Bankensystems ab. Die Fähigkeit Vermögenszuwächse in Liquidität genauer in Konsumnachfrage umzusetzen, determiniert die Höhe der vermögensinduzierten Konsumeffekte. Die Lebenszyklus/Permanente Einkommenshypothese bot die Grundlage den Vermögenseffekt im Konsum theoretisch fundiert, empirisch zu untersuchen. Die intertemporale Nutzenmaximierung gemäß der LC/PIH mit der Verteilung des Normaleinkommens über den gesamten Lebenszyklus führt zu einer stabilen Kointegrationsbeziehung zwischen den Größen Konsum, Einkommen und Vermögen. Aus der LC/PIH wurde eine makroökonomische Konsumfunktion abgeleitet, die einen log-linearen Zusammenhang der Größen der kointegrierenden Beziehung postuliert. Das Untersuchungsziel der vorliegenden Arbeit bestand jedoch nicht darin, die über den Lebenszyklus verteilte, den individuellen Nutzen maximierende Konsumströme abzubilden und empirisch zu bestätigen. Vielmehr bilden die Konsumausgaben den Nutzen der Haushalte aus der Güterverwendung ab und werden als eine konjunkturwirksame und neben dem verfügbaren Einkommen insbesondere vom Vermögensbestand zu Beginn der Periode abhängige Variable betrachtet. Die Vermögenspreise dienen als Proxy zur Beschreibung der unbefriedigenden unterjährigen Datenlage zur Vermögenssituation der privaten Haushalte in Deutschland. Dieses Vorgehen ermöglicht, neben dem Vermögens(preis)effekt, auch Vertrauenseffekte im Sinne eines indirekten Vermögenseffektes zu untersuchen.

Die Schätzung des Vermögens(preis)effektes war unterteilt in die Ermittlung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung und der Analyse der kurzfristigen Dynamik des Konsums. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland bestätigen im Wesentlichen die in der Einleitung formulierten Thesen. Für die Zeit nach der Deutschen Einheit im Jahr 1990 wurde ein signifikant positiver, aber schwacher Vermögenseffekt aus den Kursen des Deutschen Aktienindex nachgewiesen. Demgegenüber war nicht in allen Modellspezifikationen und Schätz- und Testverfahren auf Kointegration der Vermögenseffekt aus den Mieten und Preisen für Wohnimmobilien signifikant positiv von Null verschieden. Während das Zweistufige Verfahren von Engle und Granger nur einen signifikant positiv von Null verschiedenen Effekt aus den Aktienkursen nachweist, lassen sich mit Hilfe des DOLS- und des Johansen-Verfahrens Vermögenseffekte aus beiden Vermögenspreisvariablen finden. Vermögenseffekte aus den Wohnimmobilienpreisen übertrafen die aus den Aktienkursen deutlich, wobei die geschätzten Vermögenspreiselastizitäten in Relation zum Anteil der

einzelnen Kategorien am Gesamtvermögen der Haushalte gesetzt werden müssen. Für die privaten Haushalte war insgesamt nur eine schwache Abhängigkeit der Konsumausgaben von den gemittelten Vermögenspreisen des Vorquartals zu beobachten. Dieses Resultat steht im Einklang mit den vorherigen Untersuchungen für die Bundesrepublik. Insbesondere, wenn die Schätzung auf der Basis einer Konsumfunktion erfolgte, die mit Hilfe der Vermögenspreise als Proxy des Vermögens operationalisiert wurde. Ferner wurde ein schwacher Substitutionseffekt der Geldmarktzinsen auf den Konsum festgestellt. Die Fehlerkorrekturmodelle ermöglichten die Darstellung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung und der kurzfristigen Anpassungsprozesse in einem ökonometrischen Modell. Für die kurze Frist implizieren die geschätzten Fehlerkorrekturmodelle, dass der Konsum lediglich langfristig von den Vermögenspreisen stimulierend beeinflusst wird. Die Wachstumsraten des Index Wohnen wirkten sogar dämpfend auf die Konsumdynamik ein. Das Konsumwachstum war maßgeblich vom zeitgleichen Wachstum des verfügbaren Einkommens sowie der Korrektur des Gleichgewichtsfehlers der Vorperiode beeinflusst. Demzufolge trägt der Konsum, neben der Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex, zur Anpassung an das langfristige Gleichgewicht bei. Aus den Vektorfehlerkorrekturmodellen berechnete Impuls-Antwort-Folgen verdeutlichten, dass Schocks in den Vermögenspreisen über mehrere Perioden verteilt Konsumwirkungen entfalten und die Verhaltensanpassung der Wirtschaftssubjekte, hin zum optimalen Konsumpfad, sich über zwei bis drei Jahre vollzieht. Allerdings signalisiert der starke Zusammenhang zwischen Konsum und Einkommen, dass es den Konsumenten möglicherweise schwerer fällt, Vermögen für Konsumzwecke aufzulösen bzw. Vermögenszuwächse zu realisieren, als aus dem laufenden verfügbaren Einkommen zu konsumieren. Auf Grund der zunehmenden Bedeutung der Vermögensmärkte für die Vermögensbildung der privaten Haushalte und angesichts der nachgewiesenen langfristig stimulierenden Wirkung auf den Konsum, als dominierender Bestandteil der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage, sollte den vermögensinduzierten Konsumeffekten seitens der Geldpolitik Aufmerksamkeit geschenkt werden. Daraus folgt aber nicht die Forderung, die Vermögenspreise, über die Rolle als Indikatorvariablen hinausgehend, als Zielgröße in die geldpolitische Strategie der Europäischen Zentralbank aufzunehmen.

Literaturverzeichnis

- Ando, A. und Modigliani, F.* (1963): The “Life Cycle“ Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, in: *The American Economic Review*, vol. 53, 55-84.
- Andre, C., Catte, P., Girouard, N. und Price, R.* (2004): Housing Markets, Wealth and the Business Cycle, in: *OECD Economics Department Working Papers*, No. 394.
- Aoki, K., Proudman, J., und Vlieghe, G.* (2001): Why House Prices Matter, in: *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter, S. 460-468.
- Attanasio, O.P. und Weber, G.* (1994): The UK consumption boom of the late 1980s: aggregate implications of microeconomic evidence, in: *Economic Journal*, vol. 104, S. 1269-1302.
- Attanasio, O.P., Blow, L., Hamilton, R. und Leicester, A.* (2005): Boom and Busts: Consumption, house prices and expectations, in: *Bank of England Working Paper*, No. 271.
- Bandholz, H., Hülsewig, O., Illing, G. und Wollmershäuser, T.* (2006): Gesamtwirtschaftliche Folgen von Vermögenspreisblasen im internationalen Vergleich, in: *Sinn (Hrsg.), ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung*, Nr. 23.
- Barrell, R. und Davis, E.P.* (2003): Financial Liberalisation, Consumption and Wealth Effect in 7 OECD Countries, in: *NIESR Discussion Paper*, Nr. 247.
- Bayoumi, T. und Edison, H.* (2003): Is Wealth Increasingly Driving Consumption?, in: *DNB Staff Reports*, No. 101.
- Bernanke, B.S. und Gertler, M.* (1999): Monetary Policy and Asset Price Variability, in: *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Fourth Quarter, S. 17-51.
- Bernanke, B.S. und Gertler, M.* (2001): Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices, in: *The American Economic Review*, vol. 91, S. 253-257.
- Bertraut, C.C.* (2002): Equity Prices, Household Wealth, and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries: Wealth Effect in the 1990s, in: *International Finance Discussion Paper*, Nr. 724.
- Boone, L., Girouard, N. und Wanner, I.* (2001): Financial Market Liberalisation, Wealth and Consumption, in: *OECD Economics Department Working Papers*, Nr. 308.
- Boone, L., Giorno, C. und Richardson, P.* (1998): Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence, in: *OECD Economics Department Working Papers*, Nr. 208.
- Borchert, M.* (2003): *Geld und Kredit*, 8. Aufl., München.
- BVI* (2006): 29 Prozent der deutschen Haushalte besitzen Investmentfonds, in: *Pressemitteilung des Bundesverband Investment und Asset Management e.V.* vom 06.07.2006.

- Byrne, J.P. und Davis, E.P.* (2003): Disaggregate Wealth and Aggregate Consumption: an Investigation of Empirical Relationship for the G7, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65 (2), S. 197-220.
- Case, K.E., Quigley, J.M. und Shiller, R.J.* (2004): Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market, in: *Advances in Macroeconomics*, vol. 5 (1), S. 1-32.
- Carroll, C.D., Otsuka, M. und Slacalek, J.* (2006): How Large Is the Housing Wealth Effect? A New Approach, in: mimeo, John Hopkins University.
- Cechetti, S.G., Genberg, H. und Wadhvani, S.B.* (2003): Asset Prices in Flexible Inflation Targeting Framework, in: Hunter, W.C., Kaufman, G. und Pormerleano, M. (Hrsg.), *Asset Price Bubbles: The Implications for Monetary, Regulatory and International Policies*, Cambridge, S. 427-444.
- Davis, M.A. und Palumbo, M.G.* (2001): A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects, in: Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Series, 2001-09.
- Deaton, A.* (1992): *Understanding Consumption*, Oxford.
- Dekabank* (2005): Die fundamentale Bewertung von Wohnimmobilien in zehn Industrienationen, in: *Konjunktur. Zinsen. Währungen*, 4, S. 2-9.
- Deutsche Bundesbank* (2003): Gesamtwirtschaftliche Aspekte der Aktienkursentwicklung, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, März, S. 29-41.
- Dynan, K.E. und Maki, D.M.* (2001): Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?, in: Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Series, 2001-23.
- Eckey, H.-F., Kosfeld, R. und Dreger, C.* (2001): *Ökonometrie. Grundlagen – Methoden – Beispiele*, 2. Aufl., Wiesbaden.
- Engle, R.F. und Granger, C.W.J.* (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, in: *Econometrica*, vol. 55 (2), S. 251-276.
- EZB* (2005): Vermögenspreisblasen und Geldpolitik, in: Monatsbericht der Europäischen Zentralbank, April, S. 53-69.
- Friedman, M.* (1957): *A Theory of the Consumption Function*, Princeton.
- Fuhrmann, W.* (1994): *Geld und Kredit*, 2. Aufl., München.
- Girouard, N. und Blöndal, S.* (2001): House Prices and Economic Activity, in: OECD Economics Department Working Papers, No. 279.
- Granger, C.W.J. und Lee, T.-H.* (1990): Multicointegration, in: Rhodes, G.F., Fomby, T.B. (Hrsg.), *Advances in Econometrics*, vol. 8, Greenwich, S. 71-84.
- Gräf, B. und Schattenberg, M.* (2006): Die demografische Herausforderung, in: *DB Research Aktuelle Themen*, Nr. 343.
- Hall, R.E.* (1978): Stochastic Implications of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, in: *Journal of Political Economy*, vol. 86 (6), S. 971-987.

- Hamburg, B., Hoffmann, M. und Keller, J. (2005):* Consumption, wealth and business cycles: why is Germany different?, in: Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies, Nr. 16/2005.
- Hassler, U. (2000):* Regression trendbehafteter Zeitreihen in der Ökonometrie, Berlin.
- Hassler, U. (2001):* Wealth and Consumption. A Multicointegrated Model for the Unified Germany, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 221 (1), S. 32-44.
- Hassler, U. (2004):* Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration, in: Gaab, W., Heilemann, U. und Wolters, J. (Hrsg.), Arbeiten mit ökonometrischen Modellen, Heidelberg, S. 85-115.
- HM Treasury (2003):* Housing, consumption and EMU, London.
- Illing, G. und Klüh, U. (2004):* Vermögenspreise und Konsum: Neue Erkenntnisse, amerikanische Erfahrungen und europäische Herausforderungen, in: Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, 2004-05.
- Issing, O. (2005):* Monetary Policy and Asset Prices, in: Börsenzeitung vom 10.02.2005.
- Janger, J., Kwapil, C. und Pointner, W. (2005):* Bestimmungsgründe der Konsumententwicklung in Österreich – Ergebnisse einer repräsentativen Umfrage, in: Geldpolitik & Wirtschaft, Q3, S. 55-74.
- Johansen, S. (1988):* Statistical Analysis of Cointegration Vectors, in: Journal of Economic Dynamics and Control, 12, S. 231-254.
- Johansen, S. (1995):* Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford.
- Juster, F.T., Lupton, J., Smith, J.P. und Stafford, F. (2001):* The Decline in Household Saving and the Wealth Effect, in: University of Michigan.
- Kappler, K. (2002):* Konsum: Die Lebenszyklus-Hypothese, in: ZEW Konjunkturreport, März, S. 13-15.
- Kauffmann, A. und Nastansky, A. (2006):* Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes, in: Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 22.
- Kirchgässner, G. und Wolters, J. (2006):* Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse, München.
- Klinger, S. (2005):* Strom- und Bestandsgrößen in der Ökonomik. Die Verknüpfung am Beispiel der Konsumfunktion, in: Volkswirtschaftliche Forschungsergebnisse, Bd. 109, Hamburg.
- Leifer, H.-A. (2004):* Preisindikatoren für Wohnimmobilien in Deutschland, in: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd. 88, S. 435-449.
- Lettau, M. und Ludvigson, S. (2001):* Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns, in: The Journal of Finance, vol. 56 (3), S. 815-849.

- Lettau, M. und Ludvigson, S.* (2004): Understanding Trend and Cycle in Asset Values: Reevaluating the Wealth Effect on Consumption, in: *The American Economic Review*, vol. 94 (1), S. 276-299.
- Ludvigson, S. und Steindel, C.* (1999): How Important is the Stock Market Effect on Consumption?, in: *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol. 5, S. 29-51.
- Ludvigson, S., Steindel, C. und Lettau, M.* (2002): Monetary Policy Transmission through the Consumption-Wealth-Channel, in: *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, vol. 8 (1), S. 117-133.
- Ludwig, A. und Sløk, T.* (2002): The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries, in: *IMF Working Paper*, 02/1.
- Ludwig, A. und Sløk, T.* (2004): The relationship between stock prices and consumption in OECD countries, in: *MEA Discussion Paper Series*, 04044.
- Maki, D.M. und Palumbo, M.G.* (2001): Disentangling the Wealth Effect: A Cohort Analysis of Household Saving in the 1990s, in: *Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Series*, 2001-21.
- Mankiw, G.N. und Zeldes, S.P.* (1990): Consumption of Stockholders and Non-Stockholders, in: *Weiss Center Working Paper*, 23-90.
- Mishkin, F.S.* (2001): Der Transmissionsmechanismus und die Rolle der Vermögenspreise in der Geldpolitik, in: *Österreichische Nationalbank Berichte und Studien*, 4, S. 156-171.
- Modigliani, F. und Brumberg, R.* (1954): Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data, in: *Allen, G. (Hrsg.), Post Keynesian Economics*, New Brunswick, S. 213-235.
- Modigliani, F.* (1971): Monetary Policy and Consumption: Linkages via Interest Rate and Wealth Effect in the FMP Model, in: *Consumer Spending and Monetary Policy*, S. 9-84.
- Muellbauer, J. und Lattimore, R.* (1998): The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview, in: *Pesaran, H.M. und Wickens, M.R. (Hrsg.), Handbook of Applied Econometrics*, Oxford, S. 221-311.
- Pesaran, H.M. und Pesaran, B.* (1997): *Working with Microfit 4.0*, Oxford.
- Plewka, M.* (2003): Immobilienindizes als Basisinstrument von Immobilienderivaten, in: *Grundstücksmarkt und Grundstückswert*, 14 (4), S. 198-204.
- Poterba, J.M.* (2000): Stock Market Wealth and Consumption, in: *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 14 (2), S. 99-118.
- Poterba, J.M. und Samwick, A.A.* (1995): Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption, in: *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 26 (2), S. 295-372.
- Rady, S. und Russig, V.* (2004): Fluktuationen des Wohnimmobilienmarktes: Mikroökonomische Grundlagen und makroökonomische Auswirkungen, in: *ifo Forschungsbericht*, Nr. 23.
- Rinne, H.* (2004): *Ökonometrie. Grundlagen der Makroökonomie*, München.

- Ripp, K. und Schulze, P.M.* (2004): Konsum und Vermögen – Eine quantitative Analyse für Deutschland, in: Arbeitspapier der Universität Mainz, Nr. 29.
- Rohweder, J.* (2000): Der Einfluß geldpolitischer Impulse auf den deutschen Aktienmarkt, in: Volkswirtschaftliche Forschungsergebnisse, Bd. 60, Hamburg.
- Rudd, J. und Whelan, K.* (2002): A Note on the Cointegration of Consumption, Income, and Wealth, in: Board of Governors of the Federal Reserve System, November 5.
- Slacalek, J.* (2006): International Wealth Effects, in: DIW Discussion Papers, Nr. 596.
- Stock, J.H. und Watson, M.W.* (1993): A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, in: *Econometrica*, vol. 61 (4), S. 783-820.
- Svensson, L.E.O.* (2004): Asset Prices and ECB Monetary Policy, in: Briefing paper for the Committee on Economic and Monetary Affairs (ECON) of the European Parliament.
- Takala, K.* (2001): Studies in Time Series Analysis of Consumption, Asset Prices and Forecasting, in: Bank of Finland Studies, E22.
- Tödter, K.-H.* (2005): Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis. Konzepte und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse sowie die ökonometrische Modellierung, in: Deutsche Bundesbank Diskussionspapier Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien, Nr. 31/2005.
- Wohltmann, H.-W.* (2000): Grundzüge der makroökonomischen Theorie, 3. Aufl., München.

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe
ISSN 0949-068X

- | | | |
|--------|------|---|
| Nr. 14 | 1999 | Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian Consumer Prices |
| Nr. 15 | 1999 | Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration – Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbriefter Immobilienanlagen - |
| Nr. 16 | 2000 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Statistischer Überblick über die indonesische Wirtschaft |
| Nr. 17 | 2000 | Bartels, Knut: Testen der Spezifikation von multinomialen Logit-Modellen |
| Nr. 18 | 2002 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Dynamische Zusammenhänge zwischen den Kapitalmärkten der Region Pazifisches Becken vor und nach der Asiatischen Krise 1997 |
| Nr. 19 | 2002 | Nosova, Olga: Modellierung der ausländischen Investitionstätigkeit in der Ukraine |
| Nr. 20 | 2003 | Gelaschwili, Simon / Kurtanidse, Zurab: Statistische Analyse des Handels zwischen Georgien und Deutschland |
| Nr. 21 | 2004 | Nastansky, Andreas: Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer kointegrierenden Beziehung |
| Nr. 22 | 2006 | Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes |
| Nr. 23 | 2006 | Mangelsdorf, Stefan: Empirische Analyse der Investitions- und Exportentwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg |
| Nr. 24 | 2006 | Reilich, Julia: Return to Schooling in Germany |
| Nr. 25 | 2006 | Nosova, Olga / Bartels, Knut: Statistical Analysis of the Corporate Governance System in the Ukraine: Problems and Development Perspectives |
| Nr. 26 | 2007 | Gelaschwili, Simon: Einführung in die Statistische Modellierung und Prognose |
| Nr. 27 | 2007 | Nastansky, Andreas: Modellierung und Schätzung von Vermögens-effekten im Konsum |

Bezugsquelle : Universität Potsdam
Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie der
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
Postfach 90 03 27, D-15539 Potsdam
Tel. (+49 331) 977-32 25
Fax. (+49 331) 977-32 10