

Discussion Paper No. 09-048

**Volatilitätseffekte am  
US-amerikanischen Häusermarkt**

Felix Schindler

**ZEW**

Zentrum für Europäische  
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European  
Economic Research

Discussion Paper No. 09-048

# **Volatilitätseffekte am US-amerikanischen Häusermarkt**

Felix Schindler

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

**<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp09048.pdf>**

Die Discussion Papers dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von neueren Forschungsarbeiten des ZEW. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung des ZEW dar.

---

Discussion Papers are intended to make results of ZEW research promptly available to other economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the ZEW.

## Das Wichtigste in Kürze

Bis ins Jahr 2007 hinein erlebte der US-amerikanische Häusermarkt einen der dynamischsten und längsten Preisanstiege in der Geschichte. Diese Entwicklung führte sogar soweit, dass Häuser teilweise bereits vor ihrer Fertigstellung und ihrem Erstbezug mehrmals den Besitzer wechselten. Mögliche Preisrückgänge, insbesondere ein Markteinbruch, wurden für fast ausgeschlossen gehalten. Diese Tendenzen – verbunden mit einer wenig restriktiven Kreditvergabe und günstigen Kreditkonditionen – ermöglichten vielen US-amerikanischen Haushalten den Erwerb eines Eigenheimes und hatten offensichtlich zur Folge, dass sich Investoren nur bedingt mit den Risiken an diesem Markt auseinander gesetzt haben. Auch in der Wissenschaft sind Risikoanalysen und Modellierungen der Volatilität am (US-amerikanischen) Häusermarkt nur vereinzelt vorzufinden. Dies ist umso erstaunlicher, da vergleichbare Analysen für die internationalen Finanzmärkte in einer großen Fülle vorhanden sind und die theoretischen Modellierungsansätze in den letzten Jahren ausgiebig diskutiert wurden. Gerade die letzten zwei Jahre haben jedoch deutlich gemacht, dass auch Anlagen in direkte Immobilien wie z. B. in Einfamilienhäuser mit extremen Risiken behaftet sein können und diese durchaus auch Auswirkungen auf das makroökonomische Umfeld entfalten können.

In der vorliegenden Untersuchung werden daher die Volatilitätseffekte zum US-amerikanischen Häusermarkt analysiert. Während die Untersuchungsmethodik in anderen Analysen in ähnlicher Weise erfolgt, liegen die Unterschiede insbesondere im verwendeten Datensatz, der gerade einige zur Modellierung von Volatilitätseffekten verbesserte Eigenschaften aufweist. Zum einen wird auf transaktionsbasierte Monatsdaten zurückgegriffen und zum anderen wird durch den Betrachtungszeitraum von 1991 bis 2009 nicht nur die Phase des langen Preisanstiegs berücksichtigt, sondern auch der durch starke Preisrückgänge geprägte Zeitraum seit 2007. Dabei können für acht von neun Census Divisions sowie für den US-amerikanischen Gesamtmarkt GARCH-Effekte aufgedeckt werden. Des Weiteren gelingt es, durch eine entsprechende Modellierung diese Effekte adäquat abzugreifen.

Durch die zentrale Bedeutung des Immobilienmarktes für die gesamte US-amerikanische Wirtschaft besitzen die Ergebnisse ihre Relevanz nicht nur für das Portfolio-Management von Anlegern auf dem US-amerikanischen Markt für Einfamilienhäuser, sondern auch für das Risiko-Management bei Hypothekenfinanzierern, für wirtschaftspolitische Institutionen, für Zentralbanken sowie für Forschungseinrichtungen, die sich mit der (In-) Stabilität der Häusermärkte und ihren makroökonomischen Konsequenzen befassen.

# Volatilitätseffekte am US-amerikanischen Häusermarkt

Felix Schindler\*

September 2009

## Kurzzusammenfassung

Während direkte Immobilieninvestments lang Zeit als renditeträchtig bei gleichzeitig begrenztem Risiko galten, führte den Anlegern insbesondere die gegenwärtige Finanzmarktkrise vor Augen, dass auch Immobilienanlagen – insbesondere in den US-amerikanischen Häusermarkt – mit hohen Risiken verbunden sein können. Der vorliegende Beitrag stellt daher eine der wenigen bisherigen Analysen zum Volatilitätsverhalten des US-amerikanischen Häusermarktes dar. Es zeigt sich, dass auch für den US-amerikanischen Häusermarkt die zu anderen Asset-Märkten analogen ARCH-Effekte des Volatility-Clusterings und einer leptokurtischen Renditeverteilung existieren und sich überwiegend auch ein Leverage-Effekt identifizieren lässt. Durch eine ARMA-GARCH-Modellierung gelingt es jedoch, diese Effekte für die regionalen Häusermärkte adäquat zu modellieren und abzugreifen. Die Ergebnisse sind nicht nur für das Portfolio-Management von Anlegern auf dem US-amerikanischen Markt für Einfamilienhäuser von Relevanz, sondern auch für das Risiko-Management bei Hypothekenfinanzierern sowie für wirtschaftspolitische Institutionen, Zentralbanken und weitere Forschungseinrichtungen, die sich mit der (In-) Stabilität der Häusermärkte und ihren makroökonomischen Konsequenzen befassen.

**Schlüsselwörter:** Asset-Pricing, GARCH, House Prices, House Price Volatility

**JEL-Klassifizierung:** C22, G11, G12, R31

---

\* Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH (ZEW), Postfach 10 34 43, D-68034 Mannheim, Deutschland; Tel.: +49-621-1235-378; Email: schindler@zew.de; Fax: +49-621-1235-223. Der Autor dankt Peter Westerheide für wertvolle Hinweise.

## Einleitung

Die gegenwärtige Finanzmarktkrise stellt die Geschehnisse auf dem US-amerikanischen Häusermarkt zunehmend in den Blickpunkt des Interesses von Medien, Finanzakteuren, Politikern sowie Wissenschaftlern. Nachdem die starken Preisanstiege in nahezu allen Regionen der USA in den letzten Jahren zu einem Anstieg des Vermögens und der Konsummöglichkeiten der US-Bürger beigetragen haben, wirken die Entwicklungen seit 2007 in den meisten Regionen in die entgegengesetzte Richtung und führten zu Preisrückgängen am Häusermarkt von bis zu 40 Prozent. Während zu Zeiten des starken Anstiegs der Häuserpreise die konjunkturelle Lage insbesondere durch die Ausdehnung der Konsummöglichkeiten in Folge des Equity-Withdrawal einen zusätzlichen Schub verliehen bekommt, wirken die aus dem dramatischen Rückgang der Immobilienpreise resultierenden Effekte kontraktiv auf die makroökonomische Lage und das Konsumklima. Bedingt durch das US-amerikanische Finanzierungssystem, die mit Immobilienengagements in der Regel verbundene hohe Kapitalbindung, das nicht unübliche Equity-Withdrawal und die Bedeutung von Immobilien für das gesamte private Vermögen besitzen die Entwicklungen an den Häusermärkten einen weitreichenden (pro-zyklischen) Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Lage und Entwicklung der USA.

Auch aus der Perspektive der Kapitalanleger an den internationalen Finanzmärkten hat die Bedeutung des US-amerikanischen, direkten Immobilienmarktes in den letzten beiden Dekaden stark zugenommen. Durch die zunehmenden Abhängigkeiten zwischen den internationalen Aktienmärkten und den damit einhergehenden sinkenden Diversifikationseffekten sind Investoren verstärkt auf der Suche nach alternativen Anlageformen wie Rohstoffe, Hedge Funds, Private Equity und Immobilien, die sich vor allem durch geringe Korrelationen zu den klassischen Anlagen in Anleihen und Aktien auszeichnen. Vor der Finanzmarktkrise galten Anlagen in direkte Immobilien als vergleichsweise risikoarm bei gleichzeitig stabilen Erträgen. Diese Ansicht ließ weltweit das in Immobilien investierte Volumen stark ansteigen und führte zu einer starken Nachfrage nach fast allen Immobilientypen. Während sich der Erwerb von Büro-, Logistik-, Einzelhandels- und Industrieimmobilien für die Anleger relativ problemlos gestaltet und die Immobilien im Anschluss vermietet werden, ergeben sich bei der Partizipation an der Entwicklung des Wohnimmobilienmarktes, insbesondere des Marktes von Einfamilienhäusern, für den Investor einige Schwierigkeiten. Gerade Wohnimmobilien wie freistehende Einfamilienhäuser befinden sich häufig im Eigentum des Hausbewohners und

stellen keine klassischen Miet- bzw. Renditeobjekte dar. Hinzu kommen für institutionelle Anleger auch die hohen Transaktions- und Verwaltungskosten für ein aus Einfamilienhäusern bestehendes Portfolio gegenüber einem Portfolio, das z. B. aus einigen großen Büroimmobilien in zentralen Innenstadtlagen besteht. Um Anlegern dennoch die Möglichkeit bieten zu können, an der Wertentwicklung des Marktes für Wohnimmobilien partizipieren zu können, wurden von Standard and Poors (S&P) Index-Futures und Optionen aufgelegt, die sich an dem Case-Shiller-Hauspreisindex für zehn Städte in den USA sowie einem Index für die gesamten USA orientieren. Diese derivativen Produkte sind seit 2006 an der Chicago Mercantile Exchange handelbar und ermöglichen es den Investoren, zum einen an der Entwicklung des US-amerikanischen Häusermarktes zu partizipieren und zum anderen auch Absicherungsgeschäfte gegen Verluste am Immobilienmarkt durchzuführen.<sup>1</sup>

Diese zunehmenden Möglichkeiten, über derivative Produkte die Entwicklung am US-amerikanischen Häusermarkt abzubilden, bringt für Investoren unweigerlich auch die Frage nach den Rendite-Risiko-Eigenschaften dieser Märkte als Underlying – unabhängig von der Art des Produktes – mit sich. Allerdings existieren bisher nur wenige detaillierte Analysen, die explizit das Volatilitätsverhalten der Immobilienmärkte im Zeitablauf untersuchen. Zum einen mag dies darin begründet sein, dass bis zum Ausbruch der gegenwärtigen Finanzmarktkrise Investitionen in direkte Immobilien – insbesondere am US-amerikanischen Markt für Einfamilienhäuser – als relativ stabile Wertanlage mit geringem Risiko betrachtet wurde und somit die Notwendigkeit solcher Analysen nur bedingt gesehen wurde. Zum anderen ist die Qualität der Daten auf den Immobilienmärkten im Vergleich zu der Datenverfügbarkeit auf Aktien- und Anleihenmärkten deutlich eingeschränkt, wobei gerade für den US-amerikanischen Markt inzwischen auch transaktionsbasierte Indizes auf Monatsbasis über einen ausreichend langen Zeitraum verfügbar sind, um Volatilitätseffekte mit Hilfe von GARCH-Modellen zu analysieren.

Ziel dieser Untersuchung ist es daher, die Entwicklung der US-amerikanischen Häuserpreise aufzuzeigen, die Existenz der stilisierten Fakten von Finanzmarktzeitreihen auch bei Immobilienpreisindizes zu überprüfen und deren Risiko mit Hilfe von GARCH-Modellen zu analysieren. Gegenüber bisherigen Untersuchungen von Volatilitätseffekten am US-amerikanischen Häusermarkt unterscheidet sich der vorliegende Beitrag durch drei wesentliche Aspekte, die in bisherigen Untersuchungen nicht berücksichtigt wurden, aber gerade bei Volatilitätsanalysen von großer Bedeutung sind:

---

<sup>1</sup> Vgl. auch Fabozzi et al. (2009), S. 6.

1. Es werden ausschließlich Indizes betrachtet, die auf transaktionsbasierten Daten beruhen und somit das Marktverhalten deutlich besser abbilden als bewertungsbasierte Daten. Des Weiteren sind Zeitreihen bewertungsbasierter Daten mit problematischen Eigenschaften behaftet. In Bezug auf die Volatilität ist anzumerken, dass bewertungsbasierte Indizes insbesondere eine geringere Volatilität und hohe Autokorrelationen besitzen.<sup>2</sup> Daher wird die „wahre“ Volatilität durch bewertungsbasierte Indizes unterschätzt.
2. Die Verwendung von Monatsdaten anstelle von Quartalsdaten ermöglicht es, kurzfristige Persistenzen und Volatilitätseffekte adäquater abzugreifen und konstruktionsbedingt geglättete Zeitreihen zu vermeiden.
3. Durch die Betrachtung des Zeitraumes von Februar 1991 bis Januar 2009 ist die vorliegende Untersuchung – nach unserem Kenntnisstand – die erste Analyse zum Volatilitätsverhalten des US-amerikanischen Häusermarktes, die den durch die internationale Finanzmarktkrise und den starken Einbruch am US-amerikanischen Immobilienmarkt geprägten Zeitraum der Jahre 2007 und 2008 mit einbezieht.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt. Nach der Einleitung erfolgen in Abschnitt 2 eine Zusammenfassung der bisherigen Analysen zum US-amerikanischen Wohnimmobilienmarkt sowie die Einordnung der Analysen in die bereits vorhandene Literatur. Abschnitt 3 diskutiert die Vor- und Nachteile der existierenden Indizes zur Messung der Hauspreisentwicklung und deren Charakteristika und beschreibt den Datensatz. Der vierte Abschnitt widmet sich den statistischen Eigenschaften der Renditezeitreihen und den zwischen den Census Divisions bestehenden Korrelationsstrukturen im Zeitablauf. Im fünften Abschnitt erfolgt eine kurze Vorstellung der methodischen Vorgehensweise, bevor Abschnitt 6 die regionalen Teilmärkte auf ihre ARCH-Eigenschaften hin untersucht und Modellerweiterungen testet. Abschließend werden in Abschnitt 7 die zentralen Ergebnisse und ihre Implikationen zusammenfassend dargestellt.

## **Literaturüberblick**

Gerade durch die steigende Bedeutung der Immobilienmärkte sowohl aus makroökonomischer Perspektive als auch aus der Sicht von (internationalen) Kapitalanlegern ist es erstaunlich, dass sich die Anzahl an Analysen zum Volatilitätsverhalten der

---

<sup>2</sup> Vgl. u. a. Oikarinen et al. (2009).

Renditezeitreihen des US-amerikanischen Häusermarktes in engen Grenzen hält. Welche Auswirkungen die Schwankungen am Häusermarkt jedoch für weite Bevölkerungsschichten besitzen können, wird deutlich, wenn man sich vergegenwärtigt, dass nach Campbell und Cocco (2003) Immobilien einen Anteil von rund 50 Prozent am Vermögensportfolio einer der Mittelschicht zugehörigen, US-amerikanischen Familie besitzen und somit Preisrückgänge – wie sie seit Mitte 2007 zu beobachten sind – ernstzunehmende Auswirkungen auf die Vermögensportfolios und Altersvorsorge der US-amerikanischen Bevölkerung besitzen.<sup>3</sup> Auf der anderen Seite haben die Entwicklungen auf dem Häusermarkt neben gesamtwirtschaftlichen Vermögenseffekten<sup>4</sup> auch Auswirkungen auf die Hypothekenmärkte,<sup>5</sup> Hypothekenversicherer und Mortgage Backed Bonds.<sup>6</sup>

Die Entwicklung des US-amerikanischen Häusermarktes wurde in facettenreicher Art und Weise in diversen Untersuchungen analysiert, wobei sowohl in der methodischen Vorgehensweise und dem verwendeten Datensatz als auch in der Zielsetzung und dem Fokus der einzelnen Analysen erhebliche Differenzen bestehen.

So befassen sich u. a. Case und Shiller (1989) mit den Effizienzeigenschaften und der Prognosekraft an den Märkten für Einfamilienhäuser. Wie auch Gu (2002) in seiner späteren Analyse, die sich über einen Zeitraum von 1975 bis 1999 erstreckt, kommen sie zu dem Ergebnis, dass die Märkte durch ein hohes Maß an Ineffizienz geprägt sind. Allerdings merken Case und Shiller (1989) auch an, dass sich die Prognose der Marktentwicklungen trotz dieser Ineffizienzen als schwierig erweisen dürfte. Gu (2002) betont ebenfalls, dass es fraglich sei, ob die an den Häusermärkten erzielbaren Überrenditen realisierbar seien, wobei sich seine Bedenken an die weitgehend fehlenden Investitionsmöglichkeiten in Form von Indexprodukten für regionale Teilmärkte richten.

Daneben nehmen zahlreiche Studien zum US-amerikanischen Häusermarkt eine eher makroökonomisch ausgerichtete Perspektive ein und analysieren den Zusammenhang zwischen der Preisentwicklung des Häusermarktes und Größen wie Inflation, Arbeitslosigkeit, Konsumverhalten und Demographie sowie deren Kausalitäten.<sup>7</sup>

---

<sup>3</sup> Nach Fabozzi et al. (2009) stellen Immobilien mehr als ein Drittel des Realvermögens in den USA.

<sup>4</sup> Vgl. Case et al. (2001) sowie Miller und Peng (2006), FN 4.

<sup>5</sup> Vgl. Miles (2008), S. 73 und die dort angegebene Literatur zum Zusammenhang zwischen Hauspreisvolatilitäten, dem Ausfallrisiko von Hypothekenkrediten und vorzeitiger Rückzahlung von Hypothekenkrediten.

<sup>6</sup> Vgl. Miller und Peng (2006), S. 5 ff.

<sup>7</sup> Vgl. u. a. Miller et al. (2009), Wheaton und Nechayev (2008), Gallin (2006), Malpezzi (1999), DiPasquale und Wheaton (1994).



Eng hiermit verknüpft und häufig auch bei Analysen zum Identifizieren von Blasenbildungen angewandt, sind Untersuchungen wie z. B. von Gallin (2008) zum Zusammenhang zwischen der Preisentwicklung am Wohnimmobilienmarkt einerseits und der Entwicklung der Mietpreise andererseits, was übertragen auf die Analyse von Aktienmärkten dem Zusammenhang zwischen der Dividendenhöhe und dem Aktienkurs entspricht.<sup>8</sup>

Wird bei der Analyse die Perspektive eines Kapitalanlegers eingenommen, basiert der Untersuchungsschwerpunkt häufig auf portfoliotheoretischen Ansätzen und es wird der Frage nachgegangen, welchen Beitrag zur Risikodiversifikation die Aufnahme von Immobilien in ein Mixed-Asset-Portfolio zu leisten vermag. Häufig wird hierbei jedoch nicht explizit der Markt für Ein- und Zweifamilienhäuser betrachtet, sondern der Markt für Wohnimmobilien im Allgemeinen oder gar auf verbrieftete Immobilienanlageprodukte abgestellt. In der Mehrzahl der Untersuchungen handelt es sich um die Renditezusammenhänge und eine statische, zeitinvariante Betrachtung der Volatilitäten und Korrelationsstrukturen.<sup>9</sup>

Es ist daher erstaunlich, dass sich trotz der oben beschriebenen Bedeutung des US-amerikanischen Häusermarktes für die makroökonomische Entwicklung, das Bankensystem sowie die (internationalen) Finanzmärkte eine vergleichsweise geringe Anzahl an Untersuchungen findet, die sich mit der Entwicklung der Volatilität der Häuserpreise im Zeitablauf befassen. Während an den Finanzmärkten weitgehend darüber Einigkeit besteht, dass die Volatilität der Preisänderungen nahezu aller Wertpapiere und Finanzmarktprodukte im Zeitablauf nicht stationär ist, und dies auch empirisch in einer Vielzahl an Untersuchungen<sup>10</sup> dokumentiert ist, kommen die wenigen Untersuchungen auf dem Gebiet der US-amerikanischen Häuserpreise zu konträren Ergebnissen, die auch in der Gegenüberstellung der beiden aktuellsten Untersuchungen zu GARCH-Effekten in den Änderungsraten von Häuserpreisen deutlich werden.

So kommen Miller und Peng (2006) bei der Analyse von insgesamt 277 Metropolitan Statistical Areas (MSAs) zu dem Ergebnis, dass für den Zeitraum vom dritten Quartal 1990 bis zum zweiten Quartal 2002 lediglich für 17 % der Märkte Heteroskedastizität in den Preisänderungsraten für Einfamilienhäuser vorliegt. Miles (2008) findet dagegen für den Zeitraum von 1979 bis zum zweiten Quartal 2006 in 28 von insgesamt 50 Bundesstaaten GARCH-Effekte. Beide Studien greifen bei der empirischen Analyse auf den Datensatz des

---

<sup>8</sup> Vgl. Leamer (2002).

<sup>9</sup> Ein Überblick zu bisherigen Untersuchungen findet sich bei Sirmans und Worzala (2003).

<sup>10</sup> Vgl. u. a. Poon und Granger (2003).

Office of Federal Housing Enterprise Oversight (OFHEO) zurück, das quartalsweise die Entwicklung am US-amerikanischen Häusermarkt in Indizes auf diversen Aggregationsstufen zusammenfasst. Dies wird auch beim Vergleich der beiden oben genannten Analysen deutlich. Während sich Miller und Peng (2006) auf MSAs und damit regionale Zentren konzentrieren, betrachtet Miles (2008) jeweils Bundesstaaten, die nicht nur untereinander, sondern auch in sich von sehr heterogener Wirtschafts- und Bevölkerungsstruktur sein können. Miles (2008) begründet die Verwendung von Daten auf der Basis von Bundesstaaten gegenüber der Verwendung von MSA-Daten wie bei Miller und Peng (2006) in dreifacher Hinsicht.<sup>11</sup> Als erstes führt er an, dass sich Investoren einem größeren geographischen Gebiet gegenübersehen als einer einzelnen MSA, was sich gerade zur Portfolio-Diversifikation als vorteilhaft erweisen sollte. Dieses Argument wird auch durch Cheng und Roulac (2007) gestützt. Sie gelangen bei ihrer Analyse zur Vorteilhaftigkeit von geographischer Diversifikation innerhalb der USA zu den beiden zentralen Schlussfolgerungen, dass erstens eine Konzentration auf relativ große MSAs zur Risikodiversifikation nicht ausreichend ist und zweitens eine große Anzahl an MSAs notwendig ist, um unsystematische Risiken weitgehend zu eliminieren. Somit sollten sich Investoren bei ihren Anlageentscheidungen nicht nur auf die großen Metropolregionen konzentrieren, sondern auch ländlich geprägte Regionen bei ihrer Portfoliobildung berücksichtigen. Die Ergebnisse rechtfertigen damit auch die Ausdehnung in der Analyse auf Census Divisions.

In Bezug auf die Ergebnisse von Miller und Peng (2006) und seiner eigenen Analysen führt Miles (2008) weiter an, dass ARCH-Effekte eher auf der Ebene von Bundesstaaten existieren als bei der Betrachtung von MSAs und somit Investoren bei der Analyse einzelner MSAs das in ihrem Portfolio existierende Gesamtrisiko unterschätzen. Die Tendenz, dass mit zunehmend höheren Aggregationsstufen die Wahrscheinlichkeit für ARCH-Effekte in den Zeitreihen zunimmt, bestätigt sich auch in den folgenden Analysen, in denen für acht von neun Census Divisions signifikante ARCH-Effekte identifiziert werden. Einschränkend ist hierzu allerdings anzumerken, dass sich die Analysen auf unterschiedliche Zeiträume erstrecken und somit sich allein daraus Differenzen ergeben können. Abschließend argumentiert Miles (2008), dass die Analyse auf Ebene der Bundesstaaten für die öffentlichen Behörden von größerer Bedeutung sei, um z. B. die Einnahmen aus der Besteuerung von Immobilienvermögen und deren Schwankungen im Zeitablauf zu bestimmen. Diese Aussage ist sicherlich im Großen und Ganzen zutreffend, wobei bei dieser Diskussion ein anderer

---

<sup>11</sup> Vgl. Miles (2008), S. 79.

Blickwinkel eingenommen und eine komplett andere Fragestellung verfolgt wird, die getrennt von der mit dieser Studie verfolgten Intention zu betrachten ist.

Einschränkend ist für beide Studien allerdings anzumerken, dass sich der verwendete Datensatz auf Quartalsdaten bezieht und somit gerade für die Analyse von ARCH-Effekten höher frequentierte Zeitreihen aussagekräftiger sind. Des Weiteren basiert der verwandte Datensatz von OFHEO nicht ausschließlich auf Transaktionspreisen und enthält somit zumindest teilweise auch die Nachteile von bewertungsbasierten Preisindizes. Abschließend ist bei beiden Analysen zu berücksichtigen, dass ihr Untersuchungszeitraum vor dem Ausbruch der gegenwärtigen Finanzmarktkrise liegt und somit die Analysen weitgehend einen Zeitraum umfassen, der durch einen starken Anstieg der Immobilienpreise geprägt ist. Offen bleibt daher in der wissenschaftlichen Analyse auch die Beantwortung der Frage, ob die in Miles (2008) sowie Miller und Peng (2006) dokumentierten Ergebnisse in Bezug auf das Volatilitätsverhalten der Preisänderungsraten am US-amerikanischen Häusermarkt auch für den Zeitraum nach dem Ausbruch der Subprime-Krise noch zutreffen oder sich dadurch Veränderungen in den Eigenschaften der Renditezeitreihen ergeben haben.

Zwei weitere Analysen zum Volatilitätsverhalten am US-amerikanischen Häusermarkt von Crawford und Fratantoni (2003) sowie Dolde und Tirtiroglu (1997) sind in ihrer geographischen Ausrichtung deutlich enger gefasst. Dolde und Tirtiroglu (1997) kommen bei der Betrachtung von Hauspreisen in den Städten im Großraum San Francisco und im Bundesstaat Connecticut zu dem Ergebnis, dass die Volatilitäten im Zeitablauf keine Stabilität aufweisen und sich die Koeffizienten des GARCH-Modells als signifikant erweisen. Crawford und Fratantoni (2003) untersuchen die Prognosekraft drei verschiedener Modelle (ARMA-, GARCH- und Markov-Regime-Switching-Models) für fünf Bundesstaaten (Florida, Kalifornien, Massachusetts, Ohio und Texas). Sie zeigen dabei, dass sich GARCH-Modelle im Vergleich zu den anderen beiden Modellvarianten durchaus als brauchbar erweisen.

Eine der wenigen bisherigen Analysen auf der Ebene der Census Divisions geht auf Clark und Coggin (2009) zurück. Sie befasst sich allerdings nicht mit dem Volatilitätsverhalten, sondern mit den Zyklen und Konvergenzentwicklungen am Häusermarkt.

Die folgende Analyse zum Volatilitätsverhalten der US-Hauspreise knüpft insbesondere an die Untersuchung von Miles (2008) an, wobei durch die Analyse von Monatsdaten und Transaktionspreisen auf der Ebene der neun Census Divisions eine insbesondere aus Investorensicht interessante Perspektive eingenommen wird.

## Datensatz

Für die Analysen wird – wie auch bei Miles (2008) und Miller und Peng (2006) – auf die Hauspreisindizes der Federal Housing Finance Agency (FHFA)<sup>12</sup> zurückgegriffen. Diese bilden für den Zeitraum seit 1975 die Entwicklung der Häuserpreise auf vier Aggregationsebenen, die sich an der Untergliederung durch das U.S. Census Bureau orientieren, ab. Neben einem Index zur Abbildung der Entwicklung für die USA werden die Indizes auch auf der Ebene von vier Regionen (Westen, Mittlerer Westen, Süden und Nordosten), neun Census Divisions, den Bundesstaaten sowie Metropolitan Statistical Areas (MSAs) berechnet.

Die den Indizes zu Grunde liegenden Hauspreise basieren dabei auf Einfamilienhäusern, die im Rahmen von sog. conforming, conventional Mortgages über Fannie Mae und Freddie Mac finanziert werden. Dies bedeutet, dass die Kredithöhe für Einfamilienhäuser gemäß des American Recovery and Reinvestment Acts 2009 im Jahr 2009 maximal 729.750 US-Dollar beträgt, die Kredite nicht durch staatliche Institutionen besichert sind und die Kreditnehmer nicht dem Subprime-Segment zuzuordnen sind. Durch diese Einschränkungen wird durch den Index von FHFA zwar auf der einen Seite nicht der gesamte Häusermarkt repräsentiert, allerdings bringen diese Restriktionen auf der anderen Seite auch den Vorteil mit sich, dass es sich bei den betrachteten Einfamilienhäusern um eine relativ homogene Grundgesamtheit in Bezug auf den Wert der Immobilie und die Eigentümer handelt. Dies hat zur Folge, dass Ausreißer wie zum Beispiel Luxusvillen und deren unter Umständen mit einer Eigendynamik versehene Wertentwicklung keinen Sondereinfluss auf den Index ausüben. Des Weiteren werden ebenfalls der direkte Einfluss des Subprime-Marktes und die Kreditvergabe an Käufer mit schwacher Bonität, die in Krisensituationen als erste verkaufen müssen und somit einen Preisdruck auf den Markt ausüben, nicht berücksichtigt. Somit sollte der Hauspreisindex der FHFA in geringerem Maße den strukturellen Veränderungen in der Kreditvergabe – gerade in den letzten Jahren – unterliegen. Allerdings dürften sich indirekte Wirkungen, die vom Subprime-Markt ausgehen, durchaus in der Indexentwicklung niederschlagen.<sup>13</sup>

---

<sup>12</sup> Bis zum 30. Juli 2008 wurde der Hauspreisindex vom Office of Federal Housing Enterprise Oversight (OFHEO) bereitgestellt. OFHEO und das Federal Housing Finance Board (FHFB) wurden Mitte 2008 unter dem Dach der FHFA zusammengefasst.

<sup>13</sup> Die in Folge der Zahlungsunfähigkeit vieler Kreditnehmer im Subprime-Markt verschärften Kreditvergabekriterien und höheren Finanzierungskosten dürften auch auf dem Markt für conforming, conventional Mortgages zu Verkäufen aus einer Notlage heraus und Zwangsversteigerungen geführt haben, die sich dann in Form sinkender Preise in den Indizes niederschlagen.

Somit basieren die durch OFHEO bzw. die FHFA berechneten Indizes auf den gleichen Daten wie der von Freddie Mac ausgewiesene Conventional Mortgage House Price Index (CMHPI). Differenzen zwischen den Indizes auf den einzelnen Aggregationsebenen ergeben sich zum einen in Bezug auf die Frequenz der Indexberechnung (quartalsweise bzw. monatlich) und zum anderen in Bezug auf die Bewertungsmethodik der zu Grunde liegenden Häuserpreise (transaktions- bzw. bewertungsbasierte Häuserpreise).

Da aber gerade bei der Analyse von Volatilitätseffekten marktnahe und möglichst hochfrequente Daten wichtig sind, um kurzfristige Effekte abzugreifen, wird im Folgenden auf den seit Januar 1991 von OFHEO bzw. der FHFA monatlich berechneten Index zurückgegriffen. Dieser umfasst zwar nur einen Zeitraum von rund 18 Jahren (Januar 1991 bis Januar 2009), allerdings entspricht dies zum einen mehr Datenpunkten als bei den quartalsweise berechneten Indizes seit 1975 und Wertänderungen schlagen sich durch die monatliche Berechnung zeitnäher im Index nieder. Ein weiterer entscheidender Vorteil gegenüber den von Miles (2008) sowie Miller und Peng (2006) verwendeten Indizes besteht in der Datenerhebung. Wie bereits angedeutet, finden bei den quartalsweise berechneten Indizes neben Transaktionspreisen auch Hauspreise und deren Veränderungen Eingang in die Berechnung, die aus einer Bewertung resultieren und somit keinen Marktpreis darstellen. Diese Bewertungen werden durchgeführt, wenn eine (Re-) Finanzierung für die Immobilie durch Fannie Mae und Freddy Mac ansteht. Dagegen beruhen die seit 1991 berechneten Indizes ausschließlich auf Transaktionsdaten und sind somit zur Analyse von Volatilitätseffekten den auf bewertungs- und transaktionsbasierten Daten beruhenden Indizes vorzuziehen. Nachteilig ist neben dem relativ kurzen Zeitraum anzumerken, dass die FHFA die monatlichen, transaktionsbasierten Indizes lediglich auf der Ebene von neun Census Divisions und dem Gesamtmarkt der USA berechnet. Allerdings dürfte diese Aggregationsstufe aus Investorenperspektive ausreichend erscheinen, da mit Ausnahme von einigen Ballungszentren und einwohnerreichen Bundesstaaten wie Kalifornien, Illinois oder New York weite Landesteile sehr dünn besiedelt sind und die Märkte nur schwer abzubilden sein dürften. Die Betrachtung auf der Ebene von Bundesstaaten bzw. sogar von MSAs dürfte daher für Kapitalanleger von untergeordneter Bedeutung sein und eine Diversifikation über einzelne Census Divisions dürfte als adäquat und praktikabel zu betrachten sein.<sup>14</sup> Auch die indirekte Abbildung der Wertentwicklung einzelner Bundesstaaten bzw. MSAs durch

---

<sup>14</sup> Vgl. hierzu auch die Schlussfolgerungen von Cheng und Roulac (2007) in Bezug auf die Vorteilhaftigkeit von geographischer Diversifikation am US-amerikanischen Immobilienmarkt.

Terminkontrakte dürfte für dünn besiedelte Regionen mit einem geringen Immobilienbestand und einer geringen Transaktionshäufigkeit in absehbarer Zeit technisch nicht möglich sein.

Einen Überblick über die neun Census Divisions, ihre übergeordnete Region und die jeweils zugehörigen Bundesstaaten gibt Tabelle 1. Mit Ausnahme der Region „South“ ist jede Region in zwei Census Divisions untergliedert, wobei deutlich wird, dass die flächenmäßige Ausdehnung der einzelnen Census Divisions deutlich differiert. Allerdings relativieren sich diese Unterschiede bei der Betrachtung der Einwohnerzahlen, die gerade im Bezug auf die Hauspreise von größerer Bedeutung sein dürften. So besitzt die flächenmäßig relativ kleine Census Division „Middle Atlantic“ um den Ballungsraum New York City z. B. eine größere Einwohnerzahl als die flächenmäßig deutlich größere Census Division „West South Central“.

**Tabelle 1: Überblick über die neun US-amerikanischen Census Divisions**

<b>Census Division</b>	<b>Abkürzung</b>	<b>Region</b>	<b>Zugehörige Bundesstaaten</b>
East North Central	ENC	Midwest	Indiana, Illinois, Michigan, Ohio, Wisconsin
East South Central	ESC	South	Alabama, Kentucky, Mississippi, Tennessee
Middle Atlantic	MA	Northeast	New Jersey, New York, Pennsylvania
Mountain	MO	West	Arizona, Colorado, Idaho, Montana, Nevada, New Mexico, Utah, Wyoming
New England	NE	Northeast	Connecticut, Maine, Massachusetts, New Hampshire, Rhode Island, Vermont
Pacific	PAC	West	Alaska, Hawaii, Kalifornien, Oregon, Washington
South Atlantic	SA	South	Delaware, District of Columbia, Florida, Georgia, Maryland, North Carolina, South Carolina, Virginia, West Virginia
West North Central	WNC	Midwest	Iowa, Minnesota, Missouri, Kansas, Nebraska, North Dakota, South Dakota
West South Central	WSC	South	Arkansas, Louisiana, Oklahoma, Texas
USA (Gesamtmarkt)	USA		

## **Deskriptive Statistik und Korrelationsstrukturen**

Ein Überblick über die Entwicklung der Häuserpreise in den einzelnen Census Divisions bzw. für den US-amerikanischen Gesamtmarkt findet sich in Tabelle 2. Dabei wird deutlich, dass die Entwicklung der Häuserpreise in den einzelnen Divisions zwar über den Untersuchungszeitraum durchweg positiv war, allerdings ergeben sich zwischen den einzelnen Divisions deutliche Unterschiede im Bezug auf die Stärke des Preisanstiegs. Während die Pacific-Division mit einer durchschnittlichen annualisierten Monatsrendite von

3,30 % den geringsten Wert aufweist, liegt die Durchschnittsrendite in der benachbarten Mountain-Division, die ebenfalls zur Region „West“ zählt, bei rund 5,05 % und weist damit die mit Abstand höchste Rendite über den Untersuchungszeitraum auf. Ein wesentlich homogeneres Bild in der Renditeentwicklung ergibt sich für die Census Divisions in den anderen drei Regionen. So liegt die Renditedifferenz zwischen den beiden zum Mittleren Westen gehörenden Census Divisions (ENC und WNC) bei 0,66 %, für die drei Census Divisions im Süden (ESC, SA, WSC) bei 0,37 % und für die zum Nordosten zu zählenden Census Divisions (MA, NE) bei lediglich 0,07 %. Diese relativ homogene Entwicklung des Häusermarktes innerhalb einzelner Regionen reflektiert auch die hohe wirtschaftliche Abhängigkeit der einzelnen Divisions wider, was insbesondere auf den Nordosten sowie die eher ländlich geprägten Gebiete im Süden zutreffen dürfte. In der divergierenden wirtschaftlichen Ausrichtung der Census Divisions im Westen der USA ist vermutlich auch deren heterogene Entwicklung auf dem Häusermarkt zu sehen. Während die Bundesstaaten an der Pazifikküste stark durch den tertiären Sektor und die IT-Branche geprägt sind, dominiert in den zur Mountain-Division zählenden Bundesstaaten der primäre Sektor bzw. die Ausrichtung auf den Tourismus in den Rocky Mountains.

Die hohe konjunkturelle Abhängigkeit der wirtschaftsstarke Census Divisions im Vergleich zu den landwirtschaftlich geprägten Gebieten im Landesinneren spiegelt sich auch in der Volatilität der Hauspreisrenditen wider. Neben der Pacific-Division weisen die beiden zum Nordosten gehörenden Divisions „Middle Atlantic“ und „New England“ die höchste Volatilität auf.

Die hohe Schwankbreite des Häusermarktes – insbesondere an der Pazifikküste im Westen der USA – wird auch bei der Betrachtung der gegenwärtigen Entwicklungen in Folge der Finanzmarktkrise deutlich. So brach der Markt in der Pacific-Division seit seinem Höchststand im April 2007 bis zum Januar 2009 um 31,23 % ein und erlebte damit den stärksten Rückgang unter allen Census Divisions. Die Mountain-Division weist mit einer Renditeentwicklung von -14,25 % seit dem Höchststand aus dem Juni 2007 den zweithöchsten Rückgang auf. Interessant ist in diesem Zusammenhang die Betrachtung der Zeitpunkte, zu denen die einzelnen Indizes ihre Höchststände erreichten. Während der gesamtamerikanische Markt und sechs der neun analysierten Teilmärkte ihren Höchststand zwischen April 2007 und Juni 2007 erreichten, nahmen zwei Census Divisions im Nordosten diese negative Entwicklung bereits vorweg und markierten ihre Höchststände bereits im September 2005 („New England“) bzw. im Juni 2006 („East North Central“). Allerdings erweisen sich die Rückgänge bis zum Januar 2009 mit -8,56 % („East North Central“) und -

9,24 % („New England“) als recht moderat, während die Einbrüche in den anderen Regionen – insbesondere im Westen der USA – in kürzerer Zeit wesentlich heftiger ausfielen. Eine Eigendynamik besitzt dagegen die Census Division „West South Central“, in der die Hauspreise bis zum Juni 2008 anstiegen und seitdem durchschnittlich lediglich 3,98 % verloren haben. Der Hauptgrund für diese Entwicklung ist im texanischen Markt zu sehen. So sind die Häuserpreise in den beiden Zentren Dallas und Houston bis zum viertel Quartal 2008 gestiegen.

Für alle Census Divisions ist festzuhalten, dass die Minimalrenditen in das Jahr 2008 fallen und somit in früheren Untersuchungen nicht berücksichtigt werden konnten. Vier Census Divisions besitzen auch ihre Maximalrendite im letzten Jahr des Untersuchungszeitraumes und auch die weiteren Census Divisions weisen in diesem Zeitraum stark schwankende Monatsrenditen auf. Gerade diese Phasen extremer kurzfristiger Schwankungen in den Renditen bringen für den Anleger schwerwiegende Folgen bei der Annahme konstanter Volatilitäten mit sich und werden bei der Betrachtung von Quartalsdaten durch die damit einhergehende Glättung kurzfristiger Schwankungen nur unzureichend abgebildet.

Die höchsten Schwankungsbreiten zwischen Minimal- und Maximalrendite sind neben den Census Divisions „Pacific“ und „Mountain“ für die Census Division „South Atlantic“ festzustellen, wobei die Minimalrendite im November 2008 und die Maximalrendite im Januar 2009 auftrat. Die Census Division „South Atlantic“ besitzt auch über den Zeitraum seit dem Ausbruch der Finanzmarktkrise im Juli 2007 in Folge des Zusammenbruchs zweier Hedge Funds der Investmentbank Bear Stearns die höchste Volatilität in den Hauspreisänderungsraten. Ursächlich hierfür sind zum einen der dramatische Preisverfall am Häusermarkt in Florida im Zuge der Finanzmarktkrise und zum anderen ist gerade der Markt des nach New York zweitgrößten Finanzzentrums der USA Charlotte im US-Bundesstaat North Carolina durch die Probleme bei den US-amerikanischen Großbanken stark in Mitleidenschaft gezogen worden.

Bei der Gegenüberstellung der Sharpe-Ratios<sup>15</sup> für die einzelnen Census Divisions zeigt sich, dass die Census Divisions „Mountain“ (0,6241) und „West South Central“ (0,6129) – also zum einen die Census Division mit der höchsten Durchschnittsrendite und zum anderen die Census Division mit der geringsten Volatilität – die höchsten Sharpe-Ratios ausweisen,

---

<sup>15</sup> Die Sharpe-Ratio wurde in diesem Zusammenhang als Quotient aus der einfachen Durchschnittsrendite und der Standardabweichung gebildet.



während die Pacific-Division mit 0,3877 die geringste Sharpe-Ratio besitzt, da sie neben der geringsten Rendite auch die höchste Volatilität aufweist.

Allerdings ist dieses Risikomaß nur sehr eingeschränkt aussagekräftig, da mit Ausnahme der beiden Census Divisions im Nordosten (Middle Atlantic und New England) die Hypothese normalverteilter Renditen nach dem Jarque-Bera-Test auf dem 1 %-Signifikanzniveau abgelehnt wird. Bestätigung findet dieses Ergebnis auch durch die Betrachtung der Schiefekoeffizienten und der Kurtosis der Renditezeitreihen. Hierbei zeigt sich deutlich, dass die Renditen – wiederum mit Ausnahme der beiden oben genannten Divisions – leptokurtisch und linksschief verteilt sind, was sich durch das Testverfahren nach Urzúa (1996) bestätigt.

**Tabelle 2: Deskriptive Statistik für monatliche Preisänderungsraten (annualisiert) in den neun Census Divisions**

Index	$\mu$ (%)	Min. (%)	Max. (%)	$\sigma$	Schiefe (z-Stat.)	Kurtosis (z-Stat.)	J.-B.
ENC	3,34	-27,36	32,33	0,0703	-0,7174 (4,3646)	6,4655 (10,8483)	126,61 <sup>***</sup>
ESC	3,65	-22,32	21,78	0,0622	-0,6059 (3,6863)	5,1145 (6,6526)	53,46 <sup>***</sup>
MA	4,20	-19,69	25,10	0,0833	-0,1581 (0,9619)	2,8844 (0,2733)	1,02
MO	5,05	-38,55	27,36	0,0809	-1,2044 (7,3271)	7,5779 (14,3031)	240,83 <sup>***</sup>
NE	4,27	-22,57	30,66	0,1101	-0,1518 (0,9232)	2,5062 (1,4475)	3,02
PAC	3,30	-43,03	28,97	0,1211	-1,2430 (7,5620)	5,4344 (7,6463)	108,96 <sup>***</sup>
SA	4,02	-34,68	42,14	0,0808	-0,7885 (4,7967)	8,5037 (17,1782)	294,99 <sup>***</sup>
WNC	4,00	-39,46	19,99	0,0729	-1,4771 (8,9864)	9,1925 (19,3174)	423,67 <sup>***</sup>
WSC	3,67	-31,22	17,50	0,0599	-1,1404 (6,9378)	7,7519 (14,8434)	250,04 <sup>***</sup>
USA	3,84	-30,24	16,18	0,0598	-1,5749 (9,5812)	8,4819 (17,1106)	359,75 <sup>***</sup>

Der Mittelwert und die Standardabweichung werden durch  $\mu$  und  $\sigma$  symbolisiert. Min. und Max. stellen die minimale bzw. maximale Tagesrendite im Untersuchungszeitraum dar. Die Werte der Teststatistik für die Schiefe- und Kurtosis-Koeffizienten gegenüber den Werten bei einer Normalverteilung finden sich in Klammern. Die kritischen Werte auf dem 1 %-, 5 %- und 10 %-Signifikanzniveau betragen 2,58, 1,96 sowie 1,65. <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup> und <sup>\*</sup> stellen die Ablehnung der Nullhypothese der Normalverteilung nach der Jarque-Bera-Statistik (J.-B.) auf dem 1 %-, 5 %- und 10 %-Signifikanzniveau dar.

## **Korrelationsstrukturen**

Die zwischen den Entwicklungen der Hauspreise in den Census Divisions bestehenden Abhängigkeiten – gemessen durch Korrelationen – belegen, dass die Korrelationen zwischen benachbarten Census Divisions stärker sind als gegenüber den übrigen Census Divisions. Eine Ausnahme bilden hierbei die beiden Census Divisions „Middle Atlantic“ und „South Atlantic“, die jeweils mit der Census Division „Pacific“ die höchste Korrelation aufweisen. Die Ursache hierfür ist in der Wirtschaftsstärke und dem hohen Anteil des tertiären Sektors in allen drei Divisions an der Ost- und Westküste zu sehen, der sie ähnlichen konjunkturellen Einflüssen unterwirft und somit auch die Reaktionen an den Hausmärkten ähnlich ausfallen, während im Landesinneren vielfach noch der primäre und sekundäre Wirtschaftssektor einen dominanten Einfluss besitzen. Aus Tabelle 3 wird ebenfalls deutlich, dass die Korrelationen zwischen den Census Divisions einen Wert von rund 0,6 nicht übersteigen und damit relativ niedrig sind. Hohe Abhängigkeiten bestehen dagegen gegenüber dem aggregierten US-amerikanischen Index, wobei insbesondere die hohen Korrelationen von über 0,8 zumindest partiell konstruktionsbedingt sind, da gerade die Census Divisions „Pacific“ und „South Atlantic“ die höchsten Einwohnerzahlen aufweisen und somit auch einen signifikanten Anteil zum Markt für Einfamilienhäuser und dem Transaktionsvolumen auf diesem Markt beitragen dürften.

Auch wenn in der gegenwärtigen Finanzmarktkrise ein nahezu flächendeckender Preisrückgang am US-amerikanischen Häusermarkt zu verzeichnen ist und in den Jahren zuvor eine gegenläufige Tendenz zu beobachten war, zeigen die langfristigen Zusammenhänge anhand von Korrelationen, dass geographisch näher liegende und wirtschaftlich homogenere Regionen einen deutlich stärkeren Gleichlauf aufweisen als Regionen in unterschiedlichen Landesteilen oder einer differierenden wirtschaftlichen Struktur. Dies suggeriert dem Investor die Realisierung von Diversifikationspotentialen, wenn er sein Immobilienengagement nicht lokal bzw. regional, sondern national ausrichtet, und bestätigt die Ergebnisse von Cheng und Roulac (2007).

**Tabelle 3: Korrelationen zwischen den neun Census Divisions (02/1991 – 01/2009)**

	ENC	ESC	MA	MO	NE	PAC	SA	WNC	WSC	USA
ENC	1,000									
ESC	0,387	1,000								
MA	0,412	0,341	1,000							
MO	0,485	0,433	0,366	1,000						
NE	0,424	0,274	0,546	0,338	1,000					
PAC	0,418	0,442	0,585	0,613	0,528	1,000				
SA	0,555	0,460	0,492	0,524	0,492	0,584	1,000			
WNC	0,559	0,453	0,372	0,521	0,407	0,479	0,393	1,000		
WSC	0,329	0,280	0,304	0,448	0,286	0,330	0,297	0,516	1,000	
USA	0,735	0,588	0,713	0,717	0,662	0,828	0,808	0,685	0,539	1,000

Allerdings stellt sich für den Kapitalanleger die Frage, ob sich die in Tabelle 3 dargestellten Korrelationsstrukturen über die Zeit als weitgehend stabil erwiesen haben oder starken Schwankungen unterliegen, die die Realisierung von Diversifikationseffekten erschweren würde. Hierzu finden sich in Anhang 1 bis 4 die Korrelationsmatrizen für vier gleich lange Subperioden. Dabei ist deutlich zu erkennen, dass die Korrelationen im Zeitablauf tendenziell stark zugenommen haben und gerade in der letzten Subperiode hohe Werte besitzen, die auf eine deutliche Reduktion des Diversifikationspotentials schließen lassen. Somit ist auch für die Häusermärkte festzustellen, dass sich die Diversifikationseffekte gerade in schwachen Marktphasen – zu denen sie am meisten durch den Anleger gewünscht werden – stark reduzieren.

Der Stabilitätstest nach Jennrich (1970) lehnt die Nullhypothese der Äquivalenz zweier Korrelationsmatrizen für alle Gegenüberstellungen auf zumindest dem 5 %-Signifikanzniveau ab und bestätigt damit die zeitliche Instabilität der Korrelationsmatrix.<sup>16</sup> Für den Investor bedeutet dies, dass das Diversifikationspotential auf dem US-amerikanischen Häusermarkt über den Zeitablauf stark zurückgegangen ist und der Anstieg der Korrelationen zwischen den Divisions nicht nur auf die Finanzmarktkrise als national wirkender Einflussfaktor zurückzuführen ist, sondern schon seit längerer Zeit am US-amerikanischen Häusermarkt zu beobachten ist. Allerdings zeigt sich gerade für die Vergleiche mit der letzten Subperiode, dass die Teststatistiken wesentlich größer sind als beim Vergleich der übrigen drei Subperioden davor.

---

<sup>16</sup> Vgl. Tabelle 4.

**Tabelle 4: Stabilitätsanalyse der Korrelationsmatrizen der Renditen der FHFA-Indizes**

Vergleichsperioden		Teststatistik
I	II	
02/1991 – 07/1995	08/1995 – 01/2000	56,2809**
02/1991 – 07/1995	02/2000 – 07/2004	53,1567**
02/1991 – 07/1995	08/2004 – 01/2009	79,4725***
08/1995 – 01/2000	02/2000 – 07/2004	55,4285**
08/1995 – 01/2000	08/2004 – 01/2009	68,6185***
02/2000 – 07/2004	08/2004 – 01/2009	59,6811***
02/1991 – 01/2000	02/2000 – 01/2009	100,6338***

\*\*\*, \*\* und \* stellen die Signifikanz der  $\chi^2$ -Teststatistik auf dem 99 %-, 95 %- und 90 %-Konfidenzniveau dar. Die kritischen Werte betragen bei 36 Freiheitsgraden auf dem 1 %-, 5 %- und 10 %-Signifikanzniveau 58,6192, 50,9985 und 47,2122.

Die bisherigen Ergebnisse leptokurtischer, linksschiefer Renditeverteilungen und instabiler Korrelationsmatrizen für den US-amerikanischen Markt für Einfamilienhäuser deuten darauf hin, dass die Renditeverteilungen auch an diesem Markt mit den stilisierten Fakten von Finanzmarktzeitreihen in Form des Volatilitätsclustering und damit im Zeitablauf instabiler Volatilitäten (Heteroskedastizität) behaftet sind und somit die Annahme von im Zeitablauf stabilen Volatilitäten für den Investor unzureichende Risikoeinschätzungen zur Folge hat.

## ARMA-GARCH-Modellierung

Zur Analyse des Volatilitätsverhaltens, die Aufschluss darüber geben soll, welchen zeitlichen Schwankungen die Häuserpreise unterliegen und wie eine geeignete Modellierung dieser zeitvarianten Volatilitäten erfolgen kann, wird als Modellierungsansatz auf einen Autoregressive-Moving-Average- (ARMA-) Generalized-Autoregressive-Conditional-Heteroskedasticity- (GARCH-) Prozess zurückgegriffen, der sowohl aus einem unterstellten Prozess für die bedingte Rendite als auch für die bedingte Varianz besteht. Damit ist die Möglichkeit gegeben, die ersten beiden Momente einer Renditeverteilung, die aus Investorensicht häufig als zentral angesehen werden, simultan zu modellieren.

Im Gegensatz zu den Daten der S&P Case/Shiller-Indizes wird für die Monatsdaten von FHFA die Nullhypothese der Stationarität nach dem Augmented-Dickey-Fuller-Test<sup>17</sup> auf

<sup>17</sup> Vgl. Dickey und Fuller (1981) sowie Said und Dickey (1984).

dem 10 %-Signifikanzniveau für keine der insgesamt zehn Renditezeitreihen abgelehnt. Allerdings ergibt die Analyse der Autokorrelations- und partiellen Autokorrelationsfunktionen, dass alle Zeitreihen mit Autokorrelationen behaftet sind. Um kurzfristig bestehende (partielle) Autokorrelationen in den Renditezeitreihen und damit in den Residuen der GARCH-Modelle zu vermeiden, erfolgt im ersten Schritt für jede Zeitreihe eine Modellierung der bedingten Rendite durch einen ARMA-Prozess, der wie folgt beschrieben werden kann:

$$(1) \quad x_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}$$

mit:  $x_t$  = logarithmierte Rendite der Zeitreihe  $x$  zum Zeitpunkt  $t$ ,

$p$  = Ordnung des AR-Prozesses,

$q$  = Ordnung des MA-Prozesses.

Zahlreiche Untersuchungen zum Verhalten von makroökonomischen und finanzwirtschaftlichen Zeitreihen kommen zu dem Ergebnis, dass neben den Renditen auch die Varianz im Zeitablauf nicht als konstant zu betrachten ist und die Zeitreihen häufig mit dem sog. Volatilitätsclustering behaftet sind. Dies hat zur Folge, dass die Annahme einer konstanten Varianz zu ineffizienten Parameterschätzungen und erhöhten Prognosefehlern führt sowie das Risiko hoher Verluste bzw. hoher negativer Renditen unterschätzt wird. Auf Grund dieser Problematik formulierte Engle (1982) den sog. Autoregressive-Conditional-Heteroskedasticity (ARCH-) Prozess, der die bedingte Varianz in Abhängigkeit ihrer eigenen Historie abbildet.

Die bedingte Varianz  $h_t$  wird durch den ARCH-Prozess mit der Ordnung  $q$  wie folgt beschrieben:

$$(2) \quad h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

mit:  $\omega > 0$ ,

$\alpha_i \geq 0$ .

Analog zum ARMA-Prozess zur Modellierung der bedingten Rendite bildet der auf Bollerslev (1986) zurückgehende GARCH(p,q)-Prozess die ARMA-Modellierung der bedingten Varianz und stellt gegenüber dem ARCH(q)-Modell eine allgemeinere und flexiblere Formulierung dar, die eine sparsame Parameterisierung ermöglicht, da die Anzahl der Parameter bei

Anwendung eines ARCH-Modells sehr groß werden kann.<sup>18</sup> Dabei wird die Modellierung der bedingten Varianz der empirischen Renditezeitreihe durch die p quadrierten Residuen durch die q bedingten Varianzen ergänzt. Analog zu Gleichung (2) für das ARCH(p)-Modell ergibt sich für das GARCH(p,q)-Modell:<sup>19</sup>

$$(3) \quad h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}.$$

Da neben dem ARCH- auch das GARCH-Modell einigen Defiziten unterliegt und um vor allem für die bedingte Varianz von Finanzmarktinstrumenten realistischere Anpassungen abzubilden, wurden Erweiterungen dieser beiden Basismodelle entwickelt.

Charakteristisch für das Volatilitätsverhalten von Finanzmarktzeitreihen ist vor allem dessen Asymmetrie, die sich darin zeigt, dass die Volatilität in Folge von unerwarteten Schocks mit negativen Auswirkungen auf die Renditen tendenziell stärker zunimmt als in Folge von unerwarteten Schocks mit positiven Renditen gleichen Betrages.<sup>20</sup> Allerdings unterstellen sowohl die ARCH- als auch die GARCH-Prozesse, dass auf positive und negative Schocks eine symmetrische Reaktion der bedingten Varianz erfolgt. Daher existieren, um diesem als Leverage-Effekt bezeichneten Phänomen in der Modellierung gerecht zu werden, zwei häufig verwendete, gegenüber dem ARCH- und GARCH-Modell modifizierte Modellierungsansätze.

Zum einen ist dies das Threshold-GARCH-Modell (TGARCH) nach Glosten et al. (1993). Das TGARCH-Modell ähnelt im Aufbau seinem Basismodell, das lediglich um einen Term ergänzt wird, der positive und negative Abweichungen von der Durchschnittsrendite getrennt berücksichtigt. Allerdings unterliegt dieses Modell den gleichen restriktiven Annahmen wie sein Basismodell und wird daher in der weiteren Analyse nicht verwendet.

Eine Alternative stellt das auf Nelson (1991) zurückgehende Exponential GARCH Modell (EGARCH) dar:

$$(4) \quad \log(h_t) = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \right| + \sum_{i=1}^p \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{i=1}^q \beta_i \log(h_{t-i}).$$

Die logarithmierte Darstellungsweise der bedingten Varianz führt zum einen zu einem nicht quadriert, sondern exponentiell verlaufenden Asymmetrie-Effekt, stellt zum anderen die

---

<sup>18</sup> Vgl. auch Schmid und Trede (2006), S. 175.

<sup>19</sup> Vgl. Bollerslev (1986).

<sup>20</sup> Vgl. auch Schmid und Trede (2006), S. 182.

Nicht-Negativität der Prognosevarianz sicher und hebt die Parameterrestriktionen, die bei den ARCH- und (T)GARCH-Modellen zu beachten sind, auf. Die Asymmetrie wird beim EGARCH-Modell durch den Koeffizienten  $\gamma_i$  in Gleichung (4) abgegriffen. Dabei bedeutet ein negatives Vorzeichen des Koeffizienten, dass die bedingte Varianz in Folge von negativen Schocks ansteigt. Bezüglich der Stärke der Asymmetrie bzw. der Ausprägung des Leverage-Effektes gilt für das EGARCH-Modell: Je höher der Betrag des Koeffizienten  $\gamma_i$ , desto stärker ist die Asymmetrie ausgeprägt.

Mit den bisherigen Modellierungsansätzen können die bedingten ersten beiden Momente zwar simultan geschätzt werden, aber es besteht keine direkte Beziehung zwischen der bedingten Rendite und der bedingten Varianz. Allerdings ist bei finanzwirtschaftlichen Untersuchungen häufig gerade der Zusammenhang zwischen Rendite und Risiko – gemessen durch die Volatilität bzw. Varianz – von großem Interesse und es wird unterstellt, dass risikoaverse Investoren bei Anlagen mit hohen (erwarteten) Risiken mit einer entsprechend hohen (erwarteten) Rendite kompensiert werden müssen. Diesem theoretischen Gedankengang folgend ist zwischen der bedingten Rendite und der bedingtem Varianz ein positiver Zusammenhang anzunehmen.

Ein Ansatz, um diese theoretischen Hypothesen empirisch im Rahmen von GARCH-Modellen zu überprüfen, geht auf Engle et al. (1987) zurück und ist in der Literatur als GARCH-in-Mean-Modell zu finden. Wie der Begriff bereits vermuten lässt, wird hierbei der ARMA-Prozess zur Modellierung des bedingten Mittelwertes um einen Term in Abhängigkeit der bedingten Varianz  $h_t$  erweitert:

$$(5) \quad x_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i} + \lambda g(h_t).$$

Der Koeffizient  $\lambda$  beschreibt die Richtung und Höhe des Einflusses einer Funktion  $g$ , die von der bedingten Varianz  $h_t$  abhängig ist. Der zu untersuchende funktionale Zusammenhang zwischen dem bedingten Mittelwert und der bedingten Varianz kann somit auch als Zusammenhang zwischen bedingtem Mittelwert und der bedingten Standardabweichung oder einer anderen Transformation der bedingten Varianz formuliert werden.

Ein ähnlicher methodischer Ansatz zur Analyse von Volatilitätseffekten am US-amerikanischen Häusermarkt wird auch von Miles (2008) gewählt. Somit bietet sich ein Vergleich der Ergebnisse mit denen von Miles (2008) an und Differenzen in der Aussagekraft der Ergebnisse sind nur bedingt auf die gewählten Modellansätze zurückzuführen.

## Empirische Ergebnisse

Die Renditezeitreihen der Hauspreisindizes für die neun Census Divisions sowie für den US-amerikanischen Gesamtmarkt sind – gemäß des LM-Tests und bei der Betrachtung des Korrelogramms – mit kurzfristigen Autokorrelationen behaftet. Um diese Abhängigkeiten adäquat zu berücksichtigen, wird für jede Zeitreihe ein ARMA-Modell für den bedingten Mittelwert geschätzt. Da eine sparsame Parameterisierung angestrebt wird, die Autokorrelationen in den Zeitreihen bei höheren Lags kein einheitliches Muster in Bezug auf die Richtung der Autokorrelation aufweisen und teilweise nur schwach signifikant sind sowie aus ökonomischer Sicht nicht erklärt werden können, werden in den ARMA-Modellierungen mit Ausnahme von drei Indizes maximal zwei verzögerte AR- bzw. MA-Terme berücksichtigt. Die Ausnahmen bilden zum einen die Census Divisions „East North Central“ und „New England“, für die ein AR-Term mit Lag 12 hinzugefügt wird, und zum anderen die Census Division „East South Central“, für die ein AR-Term mit Lag 10 ergänzt wird. Diese Anpassungen werden vorgenommen, da für diese Zeitreihen extrem hohe Autokorrelationen zu dem entsprechenden Lag vorzufinden sind. Die individuelle Spezifikation des ARMA-Prozesses findet sich in Tabelle 5.

Im Anschluss werden die Residuen auf die Existenz von ARCH-Effekten überprüft. Dabei werden als statistische Testverfahren auf Autokorrelation in den quadrierten Residuen die Ljung-Box-Q-Statistik<sup>21</sup> und der ARCH-Lagrange-Multiplier-Test (ARCH-LM-Test) nach Engle<sup>22</sup> verwendet. Die Teststatistiken auf positive Autokorrelation in den quadrierten Residuen erweisen sich mit Ausnahme der beiden Census Divisions „Middle Atlantic“ und „New England“ im Nordosten der USA über alle Renditezeitreihen auf den üblichen Niveaus als signifikant.<sup>23</sup> Die Nicht-Existenz von ARCH-Effekten in den beiden der Region „Nordosten“ zugeordneten Census Divisions ist im Einklang mit den Ergebnissen von Miles (2008), der für sechs der neun Bundesstaaten in dieser Region ebenfalls keine signifikanten ARCH-Effekte feststellt.<sup>24</sup> Ebenso konnte für die Renditeverteilung der Hauspreise auf beiden Märkten die Annahme normalverteilter Renditen nicht abgelehnt werden und weder die Schiefe noch die Kurtosis weichen signifikant von ihren Werten bei

---

<sup>21</sup> Vgl. McLeod und Li (1983) sowie Hamilton (1994), S. 109 f.

<sup>22</sup> Vgl. Engle (1982), S. 999 f.

<sup>23</sup> Während für die Census Division „Middle Atlantic“ keine signifikanten ARCH-Effekte identifiziert werden können, sind für „New England“ zumindest schwach signifikante ARCH-Effekte festzustellen.

<sup>24</sup> Die Übereinstimmung mit den Ergebnissen von Miles (2008) ist für die übrigen Census Divisions weitaus geringer.



einer Normalverteilung ab.<sup>25</sup> Somit besitzen beide Märkte nicht die vielfach für mit ARCH-Effekten behaftete Zeitreihen typischen leptokurtischen Renditeverteilungen.

Die Existenz von Heteroskedastizität in Form von Volatility-Clustering in den Zeitreihen ist allerdings zumindest für sieben Census Divisions als gesichert anzusehen und die Annahme von unabhängig, identisch verteilten Renditen – wie vielfach unterstellt – würde einen Teil der verfügbaren Informationen vernachlässigen sowie zu in Ihrer Aussagekraft eingeschränkten Ergebnissen führen. Da die Stärke von ARCH-Modellen gerade in der Berücksichtigung des in den Zeitreihen identifizierten Volatility-Clusterings liegt,<sup>26</sup> wird für jede Census Division mit Ausnahme von „Middle Atlantic“ ein GARCH(1,1)-Modell geschätzt.<sup>27</sup> Die p-Werte für den geschätzten ARCH- bzw. GARCH-Koeffizienten finden sich in Tabelle 5. Es zeigt sich, dass lediglich für drei Census Divisions („East North Central“, „Pacific“, „South Atlantic“) sowie für den US-amerikanischen Gesamtmarkt sowohl der ARCH- als auch der GARCH-Koeffizient auf dem 90 %-Konfidenzintervall signifikant sind. Während für drei Divisions zumindest einer der beiden Koeffizienten signifikant ist, erweist sich für die beiden Census Divisions „New England“ und „West North Central“ keiner der beiden Koeffizienten als signifikant. Für den Häusermarkt in „New England“ resultiert dieses Ergebnis aus den ohnehin nur schwach vorhandenen ARCH-Effekten in der Renditezeitreihe. Für den Markt in „West North Central“ zeigt sich auch bei der sich an die GARCH-Modellierung anschließenden Überprüfung auf noch vorhandene ARCH-Effekte in den Residuen als einzige Census Division, dass diese nicht vollständig durch die GARCH-Modellierung abgegriffen werden können und lediglich kurzfristige ARCH-Effekte nicht mehr vorhanden sind. Somit erscheint ein symmetrisches GARCH(1,1)-Modell für diese Census Division nicht als adäquat, während für alle anderen Census Divisions die ARCH-Effekte in den Renditezeitreihen nicht mehr nachweisbar sind.

---

<sup>25</sup> Vgl. Tabelle 2.

<sup>26</sup> Vgl. Engle (2004), S. 407: „(U)npredictability, fat tails, and volatility clustering. These are precisely the characteristics for which an ARCH model is designed.”

<sup>27</sup> Die iterative Maximum-Likelihood-Schätzung erfolgt auf Basis des Berndt-Hall-Hall-Hausman- (BHHH-) Algorithmus. Da auf Basis des BHHH-Algorithmus in einigen Fällen keine Konvergenz in den Parameterschätzungen erreicht wird, erfolgt die Schätzung des ARMA-GARCH-Modells in diesen Fällen auf Basis des Marquardt-Algorithmus.

**Tabelle 5: Überblick über die ARMA-GARCH-Modellierungen**

Census Division	AR	MA	ARCH-Effekte nach ARMA-Spezifikation	ARCH-Term (p-Wert)	GARCH-Term (p-Wert)	ARCH-Effekte nach GARCH-Modellierung
ENC	1, 12		signifikant	0,0129	0,0000	insignifikant
ESC	1, 2, 10	1	signifikant	0,1490	0,0000	insignifikant
MA	1, 2	1	insignifikant	n/a	n/a	n/a
MO	1, 2	1	signifikant	0,0796	0,2500	insignifikant
NE	1, 12	1	signifikant*	0,3668	0,3555	insignifikant
PAC	1	1, 2	signifikant	0,0514	0,0088	insignifikant
SA	1		signifikant	0,0398	0,0000	insignifikant
WNC	1		signifikant	0,1651	0,3553	insignifikant**
WSC	1		signifikant	0,3795	0,0000	insignifikant
USA	1		signifikant	0,0314	0,0000	insignifikant

\* ARCH-Effekte lediglich leicht signifikant. \*\* Lediglich kurzfristige ARCH-Effekte sind verschwunden. Dagegen lassen sich weiterhin signifikante langfristige ARCH-Effekte identifizieren. Die Ergebnisse der Tests auf ARCH-Effekte vor und nach der GARCH-Modellierung finden sich in Anhang 5 und Anhang 6.

Die Schätzungen zur Modellierung der bedingten ersten beiden Momente der Renditeverteilungen an den Märkten für Einfamilienhäuser in den einzelnen Census Divisions erfolgte in der obigen ARMA-GARCH-Modellierung zwar simultan, allerdings wurden keine möglicherweise vorhandenen Interdependenzen zwischen dem bedingten Mittelwert und der bedingten Varianz berücksichtigt. Gerade dieser Zusammenhang zwischen (erwarteter) Rendite und der damit verbundenen Volatilität der Renditen ist aber für Kapitalanleger von entscheidender Relevanz. Zur Untersuchung des Einflusses der bedingten Varianz auf den bedingten Mittelwert wird daher ein ARMA-GARCH-in-Mean-Modell geschätzt.<sup>28</sup> Da die Schätzungen unter Verwendung der bedingten Varianz als Regressor in der Mittelwertgleichung nicht für alle Census Divisions konvergieren, wird in diesen Fällen auch der Einfluss der bedingten Standardabweichung untersucht. Die Überprüfung des umgekehrten Einflusses – also der Rendite auf die bedingte Varianz – erfolgt, indem die Gleichung 3 für die bedingte Varianz um einen Regressor in Form der Rendite erweitert wird.

<sup>28</sup> Vgl. Gleichung 5.

Bei der Annahme risikoaverser Akteure an den internationalen Kapitalmärkten ist bezüglich des Koeffizienten für die bedingte Varianz in der Mittelwertgleichung ein positives Vorzeichen zu erwarten, da der Anleger für das eingegangene Risiko in Form einer höheren Rendite kompensiert werden möchte. Dieser Zusammenhang wurde in der Literatur vielfach empirisch untersucht, wobei festzuhalten bleibt, dass die empirische Evidenz nicht eindeutig ausfällt. Die Ergebnisse für die ARMA-GARCH-in-Mean-Modellierung für die Märkte für Einfamilienhäuser in den Census Divisions und für den US-amerikanischen Gesamtmarkt finden sich in Tabelle 6 und erweisen sich ebenfalls als nicht eindeutig. Ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen dem bedingten Mittelwert und der bedingten Varianz lässt sich für die Census Division „East North Central“ und für den US-Gesamtmarkt feststellen, während alle anderen Census Divisions – mit Ausnahme von „East South Central“ und „New England“, für die sich kein signifikanter Zusammenhang ergibt – einen mit der Theorie konformen positiven Zusammenhang aufweisen. Es zeigt sich also, dass die Existenz von GARCH-in-Mean-Effekten landesweit vorzufinden ist und sich nicht auf einzelne Regionen beschränkt, wobei die Richtung des Effektes allerdings unterschiedlich ausfällt. Dieser Befund steht zumindest teilweise im Widerspruch zu den Ergebnissen von Miles (2008). Er kommt in seiner Analyse zu dem Ergebnis, dass GARCH-in-Mean-Effekte hauptsächlich für die Bundesstaaten im Landesinneren auftreten und begründet dies damit, dass die Investoren in den Küstenregionen hohe Volatilitäten an den Hauspreismärkten gewohnt seien und somit hohe bedingte Volatilitäten die durchschnittliche Rendite bzw. Renditeforderung der Anleger nicht signifikant verändern.<sup>29</sup> Des Weiteren befinden sich die acht Bundesstaaten, für die Miles (2008) signifikante GARCH-in-Mean-Effekte ausweist, lediglich in fünf Census Divisions, während durch Miles (2008) für keine in den Census Divisions „East North Central“ und „Pacific“, die beide GARCH-in-Mean-Effekte aufweisen, liegenden Bundesstaaten signifikante Effekte solcher Art gefunden wurden.

Der umgekehrte Effekt – also der Einfluss der Rendite auf die Varianz – ist lediglich für die Census Division „East South Central“ signifikant, wobei ein negativer Wirkungszusammenhang besteht. Für die übrigen Census Divisions sind entweder die jeweiligen Koeffizienten nicht signifikant oder die Schätzungen erweisen sich als nicht konvergent bzw. verletzen die dem GARCH-Modell zu Grunde liegenden Parameterrestriktionen. Es ist daher festzuhalten, dass die Rendite per se nur einen geringen Einfluss auf die bedingte Volatilität besitzt. Allerdings stellt sich für den Anleger die Frage,

---

<sup>29</sup> Vgl. Miles (2008), S. 83 f.

welchen Einfluss positive und negative Schocks auf die Volatilität besitzen. Diese Schocks bilden aus technischer Sicht die unerwartete Komponente in der Renditegleichung bzw. stellen den Prognosefehler dar, den der Anleger durch sein zur Modellierung der erwarteten Rendite spezifiziertes Modell begeht.

Die Fragestellung nach dem Einfluss von positiven und negativen Schocks auf die Volatilität von Wertpapieren geht bereits auf Black (1976) zurück, der in seinen Analysen zum Aktienmarkt zu dem Ergebnis kommt, dass die Reaktion der Volatilität auf negative und positive Schocks asymmetrisch ausfällt. Dieser sogenannte Leverage-Effekt ist Gegenstand einer Vielzahl an Untersuchungen, die diesen Wirkungszusammenhang für (Immobilien-) Aktien, Anleihen und Währungen weitgehend bestätigen. Allerdings deutet die Untersuchung von Miles (2008) darauf hin, dass dieser Wirkungszusammenhang für die direkten Immobilienmärkte nicht unbedingt gegeben ist. So besitzen drei (Delaware, Missouri, New Jersey) der sechs Bundesstaaten, die signifikante Asymmetrie-Effekte aufweisen, einen positiven Zusammenhang zwischen unerwarteten Renditeschocks und der bedingten Varianz, d. h., positive Schocks führen zu einem stärkeren Anstieg der Varianz als negative. In den Bundesstaaten Michigan, Montana und Oklahoma ist dagegen ein negativer Zusammenhang festzustellen. Dies führt Miles (2008) darauf zurück, dass es sich bei diesen drei letztgenannten Bundesstaaten um solche mit einem relativ schwachen Häusermarkt handelt und somit unerwartete Preisrückgänge bei den Marktteilnehmern zu einem panikartigen Verhalten führen, während Miles (2008) für Marktteilnehmer in höherpreisigen Regionen wie New Jersey ein konträres Verhalten unterstellt, unerwartete Preisrückgänge die Unsicherheit der Marktteilnehmer reduzieren würden und somit die Volatilität in Folge negativer Schocks rückläufig ist. Allerdings ist fragwürdig, ob sich das Verhalten der Marktteilnehmer auf Märkten, die lediglich in ihrem Preisniveau differieren, tatsächlich unterscheidet. Die empirischen Ergebnisse auf Basis der Häuserpreise in den Census Divisions können die Argumentation von Miles (2008) jedenfalls nicht stützen. Für alle Census Divisions, die ARCH-Effekte besitzen, und für den US-amerikanischen Gesamtmarkt erweist sich der Asymmetrie-Koeffizient des EGARCH-Modells als hoch signifikant und deutet auf einen negativen Zusammenhang zwischen unerwarteten Renditeentwicklungen und der Volatilität hin – unabhängig vom Niveau der Häuserpreise.<sup>30</sup> Investoren sind also auch am US-amerikanischen Häusermarkt mit der Tatsache konfrontiert, dass negative Schocks nicht nur

---

<sup>30</sup> Vgl. Tabelle 6.

mit unterdurchschnittlichen Renditen verbunden sind, sondern auch einen Anstieg der Volatilität mit sich bringen.

Aus den in Tabelle 3 dargestellten Korrelationsbeziehungen zwischen den einzelnen Census Divisions und zum US-amerikanischen Gesamtmarkt geht hervor, dass alle Census Divisions eine vergleichsweise hohe positive Korrelation zum Gesamtmarkt besitzen. Die Ergänzung der Modellgleichungen für den bedingten Mittelwert und die bedingte Varianz um eine Komponente, die den Einfluss des Gesamtmarktes auf den einzelnen Markt untersucht, ergibt auf zwei Sichtweisen ein eindeutiges Bild. Zum einen besteht für sechs Census Divisions ein stark positiver Einfluss auf die bedingte Rendite. Zum anderen besteht ein tendenziell negativer Zusammenhang zwischen der Rendite des US-amerikanischen Häusermarktes und der bedingten Varianz für die Census Divisions, wobei lediglich in zwei Fällen ein signifikanter Einfluss unterstellt werden kann.<sup>31</sup> Die Analyse von weiteren Spillover-Effekten zwischen den einzelnen Census Divisions, die für Kapitalanleger gerade im Bezug auf die zwischen den Märkten bestehenden Diversifikationspotentiale und ein optimales Portfolio-Management von großer Bedeutung sind, ist aus technischer Sicht mit der Problematik behaftet, dass Parameter-Restriktionen verletzt werden und sich die Schätzer teilweise als nicht konvergent erweisen.<sup>32</sup>

---

<sup>31</sup> Vgl. Tabelle 6.

<sup>32</sup> Die Modellierung von Spillover-Effekten zwischen den einzelnen Census Divisions mit Hilfe eines multivariaten GARCH-Modells führt ebenfalls zu teilweise nicht konvergenten Schätzern und wurde deshalb nicht durchgeführt. Auf Grund der gleichen Problematik sind auch bedingte Korrelationen nicht ermittelbar.

**Tabelle 6: Überblick über die GARCH-Spezifikationen**

Census Division	ARMA-GARCH-in-Mean *	Renditeeffekt		Einfluss der	
		auf bedingte Varianz *	Asymmetrie *	Gesamtmarktrendite auf Rendite *	Varianz *
ENC	- / 0,0534	X	- / 0,0079	+ / 0,0000	- / 0,0045
ESC	+ / 0,8671	- / 0,0534	- / 0,0034	X	- / 0,0491
MA	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
MO	+ / 0,0000**	X	- / 0,0037	+ / 0,9084	- / 0,1854
NE	- / 0,3152	+ / 0,7964	- / 0,0009****	+ / 0,0000	- / 0,1562
PAC	+ / 0,0673**	- / 0,1770	- / 0,0004	+ / 0,0000	- / 0,1659
SA	+ / 0,0001	- / 0,8141	- / 0,0000	+ / 0,0000	- / 0,1559
WNC	+ / 0,0000***	X	- / 0,0000****	+ / 0,0000	- / 0,1705
WSC	+ / 0,0000	- / 0,7141	- / 0,0003	+ / 0,0000	- / 0,1573
USA	- / 0,0192	- / 0,1201	- / 0,0014	n/a	n/a

\* Angegeben sind die Richtung des Wirkungszusammenhangs sowie der p-Wert des entsprechenden Koeffizienten. \*\* Anstelle der bedingten Varianz wurde die bedingte Standardabweichung als Regressor in der Mittelwertgleichung verwendet. \*\*\* Durch die Ergänzung des GARCH-in-Mean-Terms erweisen sich sowohl der ARCH- als auch der GARCH-Term als signifikant. \*\*\*\* GARCH-Terme erweisen sich nun ebenfalls als signifikant. X Parameterrestriktionen sind nicht erfüllt.

Abschließend stellt sich für den Anleger die Frage, inwiefern sich die unbedingte und bedingte Varianz – basierend auf der Modellierung mittels eines ARMA-GARCH-Prozesses – im Zeitablauf unterscheiden. Tabelle 7 stellt das Verhältnis zwischen dem aus dem GARCH-Prozess maximal resultierenden Wert für die bedingte Varianz und der unbedingten Varianz dar und quantifiziert somit den Unterschied zwischen bedingter und unbedingter Varianz. Es zeigt sich, dass die bedingte Varianz der Hauspreisindizes in allen Census Divisions, für die ARCH-Effekte in den Hauspreisrenditen identifizierbar sind, deutlich über der sich für den Untersuchungszeitraum ergebenden konstanten, unbedingten Varianz liegt. Allerdings differieren die Effekte deutlich. Während in den Census Divisions „Mountain“, „New England“ und „Pacific“ die maximale Differenz zwischen bedingter und unbedingter Varianz weniger als 100 % beträgt, liegt der Maximalwert der bedingten Varianz für die Census Division „West North Central“ bei mehr als dem Achtfachen des Wertes der entsprechenden unbedingten Varianz. Sowohl für den Gesamtmarkt als auch für die einzelnen Census Divisions zeigt sich durch die Gegenüberstellung der bedingten und unbedingten Varianz, dass die Annahme einer im Zeitablauf konstanten Varianz – gerade in Verbindung mit den Feststellungen zum asymmetrischen Verhalten der bedingten Varianz – bei den Anlegern zu

einer deutlichen Fehleinschätzung des Verlustrisikos führt und Ansätze zur Modellierung des Risikos wie z.B. der Value-at-Risk dieser Erkenntnis Rechnung tragen sollten. Auffällig und als weiteres Indiz für die asymmetrische Reaktion der bedingten Varianz auf Schocks ist zu werten, dass die maximalen Werte für die bedingte Varianz in allen Renditezeitreihen im letzten Jahr des Untersuchungszeitraumes zu finden ist, der dominant den Einflüssen der Finanzmarktkrise unterliegt.

Gegenüber den Ergebnissen von Miles (2008) auf der Ebene von Bundesstaaten ist festzustellen, dass die maximalen Differenzen zwischen der bedingten und der unbedingten Varianz bei den Census Divisions deutlich geringer ausfallen, was darauf zurückzuführen sein könnte, dass durch die Aggregation der Bundesstaaten auf die Ebene von Census Divisions extreme Entwicklungen in einzelnen Bundesstaaten sich in den Hauspreisindizes nicht direkt niederschlagen, sondern eine Glättung in den Renditezeitreihen erfolgt. Allerdings zeigt sich auch für die Census Divisions, dass die naive Annahme einer im Zeitablauf konstanten Varianz zu deutlichen Fehleinschätzungen bzgl. des Risikos führen kann und bei im Portfolio-Management eingesetzten Risikomodellen zur Analyse von Hauspreisen zeitvariate Volatilitäten wie z. B. bei GARCH-Prozessen zu berücksichtigen sind.

**Tabelle 7: Gegenüberstellung von bedingter und unbedingter Varianz**

<b>Census</b>	<b>GARCH / unbedingte Varianz</b>	<b>Census</b>	<b>GARCH / unbedingte Varianz</b>
<b>Division</b>		<b>Division</b>	
<b>ENC</b>	348,31 %	<b>PAC</b>	156,12 %
<b>ESC</b>	252,36 %	<b>SA</b>	342,70 %
<b>MA</b>	N/A	<b>WNC</b>	833,71 %
<b>MO</b>	193,17 %	<b>WSC</b>	562,22 %
<b>NE</b>	174,03 %	<b>USA</b>	334,42 %

## **Zusammenfassung**

Gegenüber den bisherigen Untersuchungen zum Volatilitätsverhalten des US-amerikanischen Marktes für Einfamilienhäuser unterscheidet sich die Analyse in ihren Ergebnissen deutlich und berücksichtigt drei wesentliche Aspekte, die in bisherigen Untersuchungen unberücksichtigt blieben, aber gerade bei Volatilitätsanalysen von großer Bedeutung sind:

1. Es werden ausschließlich Indizes betrachtet, die auf transaktionsbasierten Daten beruhen und somit das Marktverhalten deutlich besser abbilden als bewertungsbasierte Daten. Des Weiteren sind Zeitreihen bewertungsbasierter Daten mit problematischen Eigenschaften behaftet. In Bezug auf die Volatilität ist anzumerken, dass

bewertungsbasierte Indizes insbesondere eine geringere Volatilität und hohe Autokorrelationen besitzen. Daher wird die „wahre“ Volatilität durch bewertungsbasierte Indizes unterschätzt.

2. Im Gegensatz zu den bisherigen Untersuchungen von Crawford und Fratantoni (2003), Dolde und Tirtiroglu (1997), Miles (2008) sowie Miller und Peng (2006), die auf Quartalsdaten beruhen, werden Monatsdaten herangezogen. Diese sind in weitaus geringerem Maße geglättet und somit gegenüber Quartalsdaten besser geeignet, um kurzfristige Persistenzen und Volatilitätseffekte abzugreifen. Dieser Aspekt könnte für den Investor insbesondere dann von Bedeutung sein, wenn der Markt über derivative Produkte abgebildet wird und somit auch kurzfristige Anlagemöglichkeiten mit vergleichsweise geringen Transaktionskosten bestehen.
3. Durch die Betrachtung des Zeitraumes von Februar 1991 bis Januar 2009 ist die vorliegende Untersuchung – nach unserem Kenntnisstand – die erste Analyse zum Volatilitätsverhalten des US-amerikanischen Häusermarktes, die den durch die internationale Finanzmarktkrise und den starken Einbruch am US-amerikanischen Immobilienmarkt geprägten Zeitraum der Jahre 2007 und 2008 mit einbezieht.

Die Ergebnisse bringen für private wie für institutionelle Investoren und das Portfolio-Management zentrale Implikationen mit sich, die in ihrer Aussagekraft zum Teil deutlich von den Ergebnissen bisheriger Untersuchungen differieren. Erstens, die Renditen an den Märkten für Einfamilienhäuser in den USA erweisen sich als mehrheitlich nicht normalverteilt und sind durch linksschiefe, leptokurtische Verteilungen geprägt. Zweitens, die nicht-normalverteilten Renditeverteilungen sind mit ARCH-Effekten behaftet, die im Gegensatz zu den Ergebnissen von Miles (2008) sowie Miller und Peng (2006) wesentlich ausgeprägter vorhanden sind. Drittens, durch die Modellierung der ARCH-Effekte mittels eines ARMA-GARCH-Prozesses gelingt es, diese Effekte adäquat abzugreifen. Viertens, für alle mit ARCH-Effekten behaftete Märkte bestehen stark asymmetrische Reaktionen der Volatilität auf nicht antizipierte Schocks, was gerade in negativen Marktphasen die Unsicherheit weiter erhöht und woraus sich unter Umständen destabilisierende Wirkungen entfalten können, die ausgehend von den Immobilienmärkten – insbesondere bedingt durch das US-amerikanische Finanzierungssystem – auch auf andere Assetklassen und das Konsumverhalten übergreifen. Fünftens, die Analysen zur zeitlichen Stabilität der Korrelationsbeziehungen bestätigen auf der einen Seite zwar die Ergebnisse von Cheng und Roulac (2007), werfen aber auf der anderen Seite mit Blick auf die optimale Portfolio-Allokation auch die Frage auf, inwiefern



sich durch die Verwendung von bedingten Korrelationen und unter Berücksichtigung von zwischen den Regionen wirkenden Spillover-Effekten vom klassischen Markowitz-Ansatz abweichende optimale Allokationen resultieren würden. Allerdings erweisen sich die Zeitreihen als zu kurz, um ein umfangreiches multivariates GARCH-Modell zu schätzen, das in der Lage ist, Spillover-Effekte zu modellieren und bedingte Korrelationen zu ermitteln.

Durch die zentrale Bedeutung des Immobilienmarktes für die gesamte US-amerikanische Wirtschaft besitzen die Ergebnisse ihre Relevanz nicht nur für das Portfolio-Management von Anlegern auf dem US-amerikanischen Markt für Einfamilienhäuser, sondern auch für das Risiko-Management bei Hypothekenfinanzierern, für wirtschaftspolitische Institutionen, für Zentralbanken sowie für Forschungseinrichtungen, die sich mit der (In-) Stabilität der Häusermärkte und ihren makroökonomischen Konsequenzen befassen.

## Anhang

Anhang 1: Korrelationen zwischen den neun Census Divisions (02/1991 – 07/1995)

	ENC	ESC	MA	MO	NE	PAC	SA	WNC	WSC	USA
<b>ENC</b>	1,000									
<b>ESC</b>	0,339	1,000								
<b>MA</b>	0,435	0,421	1,000							
<b>MO</b>	0,248	0,165	0,165	1,000						
<b>NE</b>	0,278	0,236	0,481	0,147	1,000					
<b>PAC</b>	0,293	0,380	0,200	0,054	0,221	1,000				
<b>SA</b>	0,457	0,554	0,501	0,273	0,400	0,446	1,000			
<b>WNC</b>	0,209	0,231	0,276	0,367	0,104	0,227	0,329	1,000		
<b>WSC</b>	0,204	0,080	0,443	0,405	0,335	-0,129	0,319	0,154	1,000	
<b>USA</b>	0,673	0,604	0,739	0,435	0,578	0,548	0,819	0,478	0,503	1,000

Anhang 2: Korrelationen zwischen den neun Census Divisions (08/1995 – 01/2000)

	ENC	ESC	MA	MO	NE	PAC	SA	WNC	WSC	USA
<b>ENC</b>	1,000									
<b>ESC</b>	-0,006	1,000								
<b>MA</b>	0,426	0,184	1,000							
<b>MO</b>	0,473	0,107	0,407	1,000						
<b>NE</b>	0,170	0,176	0,331	0,288	1,000					
<b>PAC</b>	0,442	0,279	0,589	0,455	0,587	1,000				
<b>SA</b>	0,330	0,220	0,469	0,055	0,331	0,537	1,000			
<b>WNC</b>	0,511	-0,001	0,327	0,250	0,187	0,278	0,148	1,000		
<b>WSC</b>	0,425	-0,012	0,340	0,206	0,144	0,239	0,174	0,572	1,000	
<b>USA</b>	0,707	0,278	0,780	0,541	0,562	0,840	0,651	0,547	0,523	1,000

**Anhang 3: Korrelationen zwischen den neun Census Divisions (02/2000 – 07/2004)**

	ENC	ESC	MA	MO	NE	PAC	SA	WNC	WSC	USA
<b>ENC</b>	1,000									
<b>ESC</b>	0,312	1,000								
<b>MA</b>	0,406	0,397	1,000							
<b>MO</b>	0,339	0,390	0,344	1,000						
<b>NE</b>	0,567	0,030	0,471	0,276	1,000					
<b>PAC</b>	0,305	0,151	0,408	0,431	0,224	1,000				
<b>SA</b>	0,398	0,175	0,334	0,372	0,492	0,223	1,000			
<b>WNC</b>	0,481	0,311	0,246	0,392	0,403	0,245	0,352	1,000		
<b>WSC</b>	0,473	0,106	0,128	0,139	0,378	0,235	0,265	0,385	1,000	
<b>USA</b>	0,774	0,448	0,680	0,603	0,674	0,615	0,655	0,626	0,552	1,000

**Anhang 4: Korrelationen zwischen den neun Census Divisions (08/2004 – 01/2009)**

	ENC	ESC	MA	MO	NE	PAC	SA	WNC	WSC	USA
<b>ENC</b>	1,000									
<b>ESC</b>	0,511	1,000								
<b>MA</b>	0,486	0,462	1,000							
<b>MO</b>	0,526	0,597	0,484	1,000						
<b>NE</b>	0,549	0,518	0,512	0,500	1,000					
<b>PAC</b>	0,394	0,632	0,652	0,800	0,518	1,000				
<b>SA</b>	0,627	0,584	0,482	0,658	0,512	0,566	1,000			
<b>WNC</b>	0,600	0,706	0,417	0,621	0,543	0,528	0,394	1,000		
<b>WSC</b>	0,340	0,535	0,326	0,639	0,310	0,540	0,344	0,732	1,000	
<b>USA</b>	0,751	0,768	0,707	0,853	0,681	0,842	0,820	0,732	0,635	1,000

**Anhang 5: Ergebnisse der Test auf ARCH-Effekte mittels Ljung-Box-Q-Statistik und ARCH-LM-Test nach ARMA-Modellierung**

Quadrierte Residuen nach ARMA-Spezifikation					
Index	LB-Q-Statistik				ARCH-LM-Test
	K = 2	K = 3	K = 6	K = 12	K = 6
ENC	n/a	26,64 <sup>***</sup>	32,02 <sup>***</sup>	42,35 <sup>***</sup>	106,22 <sup>***</sup>
ESC	n/a	n/a	11,83 <sup>***</sup>	24,36 <sup>***</sup>	11,01 <sup>*</sup>
MA	n/a	n/a	4,30	9,38	4,33
MO	n/a	n/a	25,04 <sup>***</sup>	50,06 <sup>***</sup>	19,86 <sup>***</sup>
NE	n/a	n/a	6,84 <sup>*</sup>	21,58 <sup>**</sup>	7,49
PAC	n/a	n/a	14,35 <sup>***</sup>	34,67 <sup>***</sup>	10,69 <sup>*</sup>
SA	8,12 <sup>***</sup>	8,23 <sup>**</sup>	10,82 <sup>*</sup>	15,87	68,70 <sup>***</sup>
WNC	31,99 <sup>***</sup>	32,03 <sup>***</sup>	33,43 <sup>***</sup>	79,85 <sup>***</sup>	39,33 <sup>***</sup>
WSC	21,16 <sup>***</sup>	22,48 <sup>***</sup>	31,98 <sup>***</sup>	33,89 <sup>***</sup>	39,30 <sup>***</sup>
USA	41,17 <sup>***</sup>	41,18 <sup>***</sup>	45,64 <sup>***</sup>	95,35 <sup>***</sup>	45,60 <sup>***</sup>

Die Anzahl der Beobachtungswerte liegt bei 216. <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup> und <sup>\*</sup> stellen die Ablehnung der Nullhypothese auf dem 1 %-, 5 %- und 10 %-Signifikanzniveau dar. Die kritischen Werte der LB-Q-Statistik und des ARCH-LM-Tests sind der  $\chi^2$ -Verteilung bei K Freiheitsgraden zu entnehmen.

**Anhang 6: Ergebnisse der Test auf ARCH-Effekte mittels Ljung-Box-Q-Statistik und ARCH-LM-Test nach ARMA-GARCH-Modellierung**

Quadrierte Residuen nach Spezifikation des ARMA-GARCH-Modells					
Index	LB-Q-Statistik				ARCH-LM-Test
	K = 2	K = 3	K = 6	K = 12	K = 6
ENC	n/a	2,42	6,09	12,44	7,53
ESC	n/a	n/a	5,22 <sup>*</sup>	7,87	4,84
MA	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a
MO	n/a	n/a	3,51	16,71 <sup>*</sup>	3,56
NE	n/a	n/a	3,88	17,73 <sup>*</sup>	4,60
PAC	n/a	n/a	1,73	9,75	1,61
SA	1,84	2,21	2,51	8,77	3,93
WNC	1,46	1,53	2,78	24,12 <sup>**</sup>	4,53
WSC	0,88	0,98	7,80	10,67	11,67 <sup>*</sup>
USA	5,39 <sup>**</sup>	6,34 <sup>**</sup>	6,59	20,42 <sup>**</sup>	6,78

Die Anzahl der Beobachtungswerte liegt bei 216. <sup>\*\*\*</sup>, <sup>\*\*</sup> und <sup>\*</sup> stellen die Ablehnung der Nullhypothese auf dem 1 %-, 5 %- und 10 %-Signifikanzniveau dar. Die kritischen Werte der LB-Q-Statistik und des ARCH-LM-Tests sind der  $\chi^2$ -Verteilung bei K Freiheitsgraden zu entnehmen.

## Literatur

- Black, F. (1976): Studies of Stock Price Volatility Changes, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section: Paper Presented at the Annual Meeting of the American Statistical Society*, S. 177-181.
- Bollerslev, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, S. 307-327.
- Campbell, J.Y.; Cocco, J.F. (2003): Household Risk Management and Optimal Mortgage Choice, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 4, S. 1449-1494.
- Case, K.E.; Shiller, R.J. (1989): The Efficiency of the Market for Single-Family Homes, *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, S. 125-137.
- Case, K.E.; Quigley, J.M.; Shiller, R.J. (2001): Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market, *NBER Working Paper Series*, No. 8606.
- Cheng, P.; Roulac, S.E. (2007): Measuring the Effectiveness of Geographical Diversification, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 13, No. 1, S. 29-44.
- Clark, S.P.; Coggin, T.D. (2009): Trends, Cycles and Convergence in U.S. Regional House Prices, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, DOI 10.1007/s11146-009-9183-1 (forthcoming).
- Crawford, G.W.; Fratantoni, M.C. (2003): Assessing the Forecasting Performance of Regime-Switching, ARIMA and GARCH Models of House Prices, *Real Estate Economics*, Vol. 31, No. 2, S. 223-243.
- Dickey, D.A.; Fuller, W.A. (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, S. 1057-1072.
- DiPasquale, D.; Wheaton, W.C. (1994): Housing Market Dynamics and the Future of Housing Prices, *Journal of Urban Economics*, Vol. 35, No. 1, S. 1-27.
- Dolde, W.; Tirtiroglu, D. (1997): Temporal and Spatial Information Diffusion in Real Estate Price Changes and Variances, *Real Estate Economics*, Vol. 25, No. 4, S. 539-565.

- Engle, R.F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, S. 987-1007.
- Engle, R.F. (2004): Risk and Volatility: Econometric Models and Financial Practice, *The American Economic Review*, Vol. 94, No. 3, S. 405-420.
- Engle, R.F.; Liliien, D.M.; Robins, R.P. (1987): Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model, *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, S. 391-407.
- Fabozzi, F.J.; Shiller, R.J.; Tunaru, R. (2009): Hedging Real-Estate Risk, *Yale International Center for Finance Working Paper*, No. 09-12.
- Gallin, J. (2006): The Long-Run Relationship between House Prices and Income: Evidence from Local Housing Markets, *Real Estate Economics*, Vol. 34, No. 3, S. 417-438.
- Gallin, J. (2008): The Long-Run Relationship between House Prices and Rents, *Real Estate Economics*, Vol. 36, No. 4, S. 635-658.
- Glosten, L.R.; Jagannathan, R.; Runkle, D.E. (1993): On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *The Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, S. 1779-1801.
- Gu, A.Y. (2002): The Predictability of House Prices, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 24, No. 3, S. 213-233.
- Hamilton, J.D. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton/New Jersey.
- Jennrich, R.I. (1970): An Asymptotic  $\chi^2$  Test for the Equality of Two Correlation Matrices, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65, No. 330, S. 904-912.
- Leamer, E.E. (2002): Bubble Trouble? Your Home Has a P/E Ratio too, *UCLA Anderson Forecast*, June.
- Malpezzi, S. (1999): A Simple Error Correction Model of House Prices, *Journal of Housing Economics*, Vol. 8, No. 1, S. 27-62.
- McLeod, A.I.; Li, W.K. (1983): Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations, *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, No. 4, S. 269-273.

- Miles, W. (2008): Volatility Clustering in U.S. Home Prices, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 30, No. 1, S. 73-90.
- Miller, N.; Peng, L. (2006): Exploring Metropolitan Housing Price Volatility, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 33, No. 1, S. 5-18.
- Miller, N.; Peng, L.; Sklarz, M. (2009): House Prices and Economic Growth, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, DOI 10.1007/s11146-009-9197-8 (forthcoming).
- Nelson, D.B. (1991): Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59, No. 2, S. 347-370.
- Oikarinen, E.; Hoesli, M.; Serrano, C. (2009): Linkages between Direct and Securitized Real Estate, *Swiss Finance Institute Research Paper Series*, No. 09-26.
- Poon, S.-H.; Ganger, C.W.J. (2003): Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review, *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, No. 2, S. 478-539.
- Said, S.E.; Dickey, D.A. (1984): Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, Vol. 71, No. 3, S. 599-607.
- Schmid, F.; Trede, M. (2006): *Finanzmarktstatistik*, Berlin et al.
- Urzúa, C.M. (1996): On the Correct Use of Omnibus Tests for Normality, *Economic Letters*, Vol. 53, No. 3, S. 247-251.
- Wheaton, W.C.; Nechayev, G. (2008): The 1998 – 2005 Housing “Bubble” and the Current “Correction”: What’s Different this Time?, *Journal of Real Estate Research*, Vol. 30, No. 1, S. 1-26.