

## **Der Einfluss der Aktienkurse und Immobilienpreise auf den Konsum und die Investitionen in Deutschland**

Von Andreas Nastansky, Potsdam

### **I. Einführung**

Die Liberalisierung der Finanzmärkte und Deregulierung der Hypothekmärkte der letzten 25 Jahre hat zu einem Anstieg des Bestandes an Finanztiteln geführt und der Besitz hat sich enorm verbreitet. Damit einher ging eine verstärkte Zyklik auf den Kreditmärkten – im Sinne einer Abhängigkeit des Kreditvolumens von der Entwicklung der Kapitalmärkte.<sup>1</sup> Im Zuge dieses Prozesses haben die Vermögensmärkte, vor allem der Aktien- und Immobilienmarkt, innerhalb der Volkswirtschaft an Bedeutung gewonnen. Börsennotierte Unternehmen nutzen den Aktienmarkt zur Finanzierung von Investitionen. Die privaten Haushalte und Bauunternehmen beziehen bei der Planung ihrer Wohnungsbauausgaben die Preisbewegungen auf dem Immobilienmarkt mit in ihr Kalkül ein. Die Wirtschaftssubjekte können Kursbewegungen am Aktienmarkt als vorlaufenden Indikator der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung auffassen. Darüber hinaus wirken sich Vermögenspreisänderungen auf die Bilanzen der Banken und Unternehmen aus. Der Wert der zur Verfügung stehenden Sicherheiten von Unternehmenskrediten hängt u. a. von der Bewertung der Aktienbestände und des Immobilienbesitzes ab. Veränderungen im Wert des Vermögens – hervorgerufen durch steigende oder fallende Vermögenspreise – beeinflussen ebenso das Konsumverhalten der privaten Haushalte und können dadurch den Konjunkturverlauf positiv wie negativ stimulieren. Weil der Konsum ca. zwei Drittel des Bruttoinlandsproduktes ausmacht, stellen die Schwankungen der Konsumausgaben einen wichtigen Faktor für die konjunkturelle Entwicklung dar. Außerdem ist zu befürchten, dass die realwirtschaftlichen Auswirkungen übermäßiger Vermögenspreisbewegungen die Entwicklung der Verbraucherpreise beeinflussen und somit vorhandene inflationäre wie deflationäre Tendenzen verstärken. Der Preisverfall von Wohnimmobilien in den

---

<sup>1</sup> Nastansky (2008), S. 141–144.

Vereinigten Staaten und vielen OECD-Staaten in den zurückliegenden Jahren hat seit Mitte 2006 einen Einbruch der Wohnungsbautätigkeit und damit des Häusermarktes bewirkt und über unterschiedliche Kanäle einen dramatischen Abschwung der Weltwirtschaft ausgelöst.<sup>2</sup>

Die Untersuchung der Rolle des Vermögens und seiner Preise im geldpolitischen Transmissionsprozess gewann für die Zentralbanken infolge der gestiegenen Rolle der Aktie als Finanzierungs- und Anlageinstrument sowie der Relevanz des Immobilienmarktes für die Volkswirtschaft an Bedeutung. Eine Vielzahl ökonomischer Untersuchungen, insbesondere Bezug nehmend auf die USA, erschien.<sup>3</sup> Für die USA wurden Vermögenseffekte in der Höhe von drei bis fünf Cent auf einen Dollar Vermögenszuwachs nachgewiesen. Im Vergleich dazu konnten für mehrere europäische Länder Vermögenseffekte in der Größenordnung von ein bis drei Cent ermittelt werden. *Morck et al.* (1990) analysierten den Effekt der Aktienkurse auf die Investitionen auf der Unternehmensebene für die USA und stellten eine signifikante Abhängigkeit des Investitionswachstums von der relativen Aktienrendite der Vorperiode fest. *Altissimo et al.* (2005) und *Nastansky* (2008) geben einen Überblick über die empirischen Ergebnisse von Studien zum Einfluss der Aktienkurse und Immobilienpreise auf den Konsum und die Investitionen in ausgewählten OECD-Ländern. Analysen für Deutschland schätzten für eine aus dem Nettogeld- und Immobilienvermögen konstruierte Vermögensvariable eine marginale Konsumneigung von 4,5 Cent pro Euro Vermögenszuwachs pro Jahr.<sup>4</sup> *Bandholz et al.* (2006) fanden, dass die Investitionen in der BRD hauptsächlich vom BIP und den Kosten für Fremdkapital beeinflusst werden. Hingegen bestand keine signifikante Abhängigkeit der Ausrüstungsinvestitionen von der Kursentwicklung des DAX.

Der vorliegende Beitrag behandelt die makroökonomischen Effekte von Vermögenspreisänderungen (Aktienkurse und Immobilienpreise) auf den Konsum der privaten Haushalte und die Investitionen der Unternehmen in Deutschland seit der Wiedervereinigung. Die möglichen Übertragungswege von Vermögenspreisschwankungen auf die Realwirtschaft und die Kreditmärkte werden getrennt für den Konsum und die Investitionen in Kapitel II skizziert. Das statistische Konzept der Kointegration und das

---

<sup>2</sup> *Nastansky/Strohe* (2010), S. 23–24.

<sup>3</sup> Unter anderem *Bandholz et al.* (2006); *Case et al.* (2004); *Lettau/Ludvigson* (2004); *Ludvigson/Steindl* (1999); *Poterba/Samwick* (1995); *Sousa* (2009).

<sup>4</sup> *Deutsche Bundesbank* (2007), S. 55.

Vektor-Fehlerkorrekturmodell werden in Kapitel III dargelegt. Dem schließt sich in Kapitel IV die Vorstellung der Datenbasis sowie der notwendigen Transformationsschritte an. Aus der empirischen Analyse werden Implikationen für die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank (EZB) zur Berücksichtigung von Vermögenspreisen in ihrer geldpolitischen Strategie herausgearbeitet.

Eine Besonderheit unserer Untersuchung stellt die Verwendung unterjähriger Preisdaten zum deutschen Immobilienmarkt dar. Da der Immobilienmarkt in Deutschland durch eine geringe Transparenz gekennzeichnet ist und die Erhebung und Veröffentlichung unterjähriger Preisindizes seitens der amtlichen Statistik bislang ausblieben, wurden die Quartalszeitreihen der Immobilienpreisvariablen mithilfe eines kubischen Splines aus den entsprechenden Zeitreihen mit jährlicher Periodizität gebildet.<sup>5</sup>

## **II. Transmissionsmechanismus Vermögenspreise und Realwirtschaft**

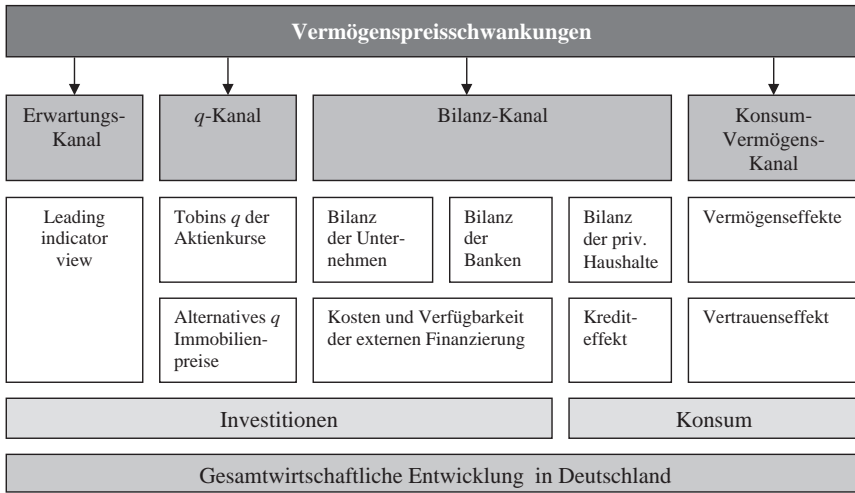
Der Prozess, über den die Geldpolitik die Volkswirtschaft beeinflussen kann, ist auch als geldpolitischer Transmissionsmechanismus bekannt. Die Vermögensmärkte sind ein Element, das in der langen Kette von Ursache und Wirkungen zwischen Geldpolitik, den Preisen für Vermögenswerte (vor allem die Aktienkurse und Immobilienpreise) sowie dem Angebot und der Nachfrage auf dem Gütermarkt eine Rolle spielt. Im Mittelpunkt der Darstellung der Übertragungswege von Vermögenspreisschwankungen auf die Realwirtschaft stehen der Konsum der privaten Haushalte und die Investitionen der Unternehmen. Den Krediten an den privaten Sektor wird ebenfalls eine wichtige Bedeutung zugemessen. Darüber hinaus nehmen vor allem die Aktienkurse über Erwartungs- und Vertrauenseffekte Einfluss auf das Verbrauchervertrauen der Konsumenten und das Geschäftsklima der Unternehmen. Abbildung 1 zeigt die maßgeblichen Übertragungswege, wie die Vermögenspreise auf die realwirtschaftlichen Größen Konsum und Investitionen einwirken.

In der ökonomischen Theorie können vier Hauptübertragungswege identifiziert werden:<sup>6</sup> Konsum-Vermögens-Kanal,  $q$ -Kanal, Erwartungs-Kanal und Bilanz-Kanal.

---

<sup>5</sup> *Kauffmann/Nastansky* (2006, 2007).

<sup>6</sup> *Mishkin* (2009), S. 600–609.



Quelle: Nastansky (2008), S. 11.

Abbildung 1: Übersicht über die maßgeblichen Übertragungswege von Vermögenspreisschwankungen auf die Realwirtschaft

Ein Anstieg der Vermögenspreise erhöht das Vermögen der privaten Haushalte, die daraufhin ihren Konsum ausweiten (Vermögenseffekt). Die Qualität der Bilanzen der Banken und Unternehmen verbessert sich (Bilanz-Kanal). Die Höhe der Sicherheiten bestimmt die Kreditvergabebereitschaft der Banken sowie die zu zahlende Risikoprämie. Nach oben gerichtete Kursbewegungen am Aktienmarkt nehmen über den  $q$ -Kanal stimulierend Einfluss auf das Investitionsverhalten der börsennotierten Unternehmen. Die Bautätigkeit hängt u. a. positiv von der Preisentwicklung am Immobilienmarkt ab (alternativer  $q$ -Kanal). Zudem spielen Erwartungen der Konsumenten (Verbrauchervertrauen) und Unternehmen (Geschäftsklima) hinsichtlich der konjunkturellen Entwicklung eine wichtige Rolle, die sich in den Aktienkursen ausdrückt. Die Vermögenspreise – speziell die Börsenkurse – können als Frühindikator der Konjunktur aufgefasst werden (*leading indicator view*).

Der Einfluss von Kursbewegungen am Aktienmarkt und Preisschwankungen von Immobilien auf die Realwirtschaft und die Kreditmärkte werden im Folgenden getrennt für den Konsum und die Investitionen vorgestellt.<sup>7</sup>

<sup>7</sup> Mishkin (2001), S. 1–9.

### A. Transmission Vermögenspreise und Konsum

- *Vermögenseffekt*: Infolge eines dauerhaften Anstieges der Vermögenspreise nimmt das Vermögen der Haushalte zu<sup>8</sup> und der Verbrauch kann über die Realisation des Vermögensanstiegs durch Verkauf der Vermögenswerte oder durch Reduktion der laufenden Spartätigkeit positiv stimuliert werden. Ist das Gesamtvermögen gestiegen, kann es entsprechend intertemporaler Optimierungskalküle über den gesamten Planungshorizont aufgeteilt werden (Konsumglättung).<sup>9</sup> Effekte auf den Konsum können auch dann eintreten, wenn steigende Immobilienpreise nicht zur Refinanzierung oder zum Verkauf genutzt werden.
- *Vertrauenseffekt*: Insbesondere Aktienkurse können auf indirektem Weg über das Verbrauchervertrauen Vermögenseffekte auch bei denjenigen Konsumenten hervorrufen, die selbst nicht über Wertpapiere verfügen.<sup>10</sup> 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 stimulieren.
- *Krediteffekt*: Da insbesondere Immobilien zur Besicherung von Krediten verwandt werden, sind die privaten Haushalte bei steigenden Immobilienpreisen in der Lage, auf bestehendes Immobilienvermögen zusätzliche Hypothekenkredite zur Befriedigung von Konsumwünschen aufzunehmen. Die Relevanz des Krediteffekts hängt wesentlich von Kreditbeschränkungen und der Ausgestaltung des Hypothekensystems ab.<sup>11</sup>

### B. Transmission Vermögenspreise und Investitionen

- *Tobin's q*: Die Aktienkurse beeinflussen das Investitionsverhalten der Unternehmen über die Kosten für Eigenkapital und die damit verbundene Möglichkeit, neues Sachkapital (Investitionsgüter) durch die Emission von Aktien zu erwerben. Tobin's  $q$  wird dabei wie folgt definiert:<sup>12</sup> Relation von aktuellem Marktwert des Unternehmens zu den Reproduktionskosten des Kapitalstocks. Ein Anstieg des Aktienkurses führt per Definition zu einer Erhöhung der  $q$ -Variable und signalisiert,

---

<sup>8</sup> Weitere Faktoren der Vermögensentwicklung werden kurzfristig als konstant angesehen.

<sup>9</sup> Friedman (1957); Modigliani (1971).

<sup>10</sup> Illing/Klüh (2005), S. 17.

<sup>11</sup> Girouard/Blöndal (2001), S. 8 ff.

<sup>12</sup> Brainard/Tobin (1968), S. 103.

dass die Kosten für neues Sachkapital im Verhältnis zum bestehenden abnehmen. Auch zuvor wenig rentable Investitionsprojekte können infolge der gesunkenen Kapitalkosten gewinnbringend realisiert werden und die Investitionsnachfrage wird stimuliert.

- *Leading indicator view*: Da in die Aktienbewertung Zukunftserwartungen der Marktteilnehmer bezüglich der Unternehmensgewinne, Dividenden und Absatzmengen einfließen, bildet die Börsenkursentwicklung eine wesentliche Informationsquelle für das Management.<sup>13</sup> Ein Anstieg der Aktienkurse signalisiert ein Anziehen des konjunkturellen Umfeldes und beeinflusst die Risikoeinschätzung der Unternehmen. Mit steigenden Absatzmöglichkeiten wird die Produktion der Unternehmen ausgeweitet und die Nachfrage nach Investitionsgütern zieht an.
- *Bilanzeffekt*: Änderungen im Wert des Aktien- und Immobilienvermögens beeinflussen die Bilanzen der Unternehmen und Banken und damit den Zugang und die Kosten des externen Kapitals zur Finanzierung von Unternehmensinvestitionen. Ein Anstieg der Vermögenspreise erhöht den Wert der Sicherheiten der Kreditnehmer und lockert die Kreditvergabeber Bereitschaft der Banken.<sup>14</sup> Sinkt die Wahrscheinlichkeit von Kreditverlusten, wird es den Banken ermöglicht, das frei werdende Eigenkapital zur Ausweitung des Kreditvolumens zu verwenden. In der Folge kann die Investitionsnachfrage des Unternehmenssektors anziehen.

### III. Ökonometrisches Instrumentarium

Konsum- und Investitionsfunktionen sind in der Regel lineare oder Potenzfunktionen, die einen Zusammenhang zwischen Wirtschaftsdaten langfristig, also über einen längeren Zeitraum hinweg, ziemlich glatt und starr beschreiben. Die Funktionswerte stellen nur eine Art mittleres Gleichgewicht dar, von dem die tatsächlichen Daten nach oben und nach unten weit abweichen. Es ist nun aber sinnvoll, die Konsumfunktion oder die Investitionsfunktion, die später in dieser Arbeit geschätzt und analysiert werden sollen, zwar als solch eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung, aber innerhalb eines Fehlerkorrekturmodells zu betrachten. Sie wird dann kointegrierende Beziehung genannt. In diesen Modellen

<sup>13</sup> *Poterba/Samwick* (1995), S. 296.

<sup>14</sup> *Bernanke/Gertler* (1995), S. 3 ff.

hängen die gegenwärtigen Veränderungen der Zielvariablen (Konsum bzw. Investitionen) von ihren Abweichungen von dem genannten Gleichgewicht im vorangegangenen Zeitraum ab, und zwar in umgekehrter, damit also korrigierender Richtung. Darüber hinaus kann selbstverständlich angenommen werden, dass diese Veränderung auch von den Veränderungen aller anderen Variablen im Zeitraum  $t - 1$  abhängt. Anstelle der absoluten Veränderungen der betrachteten Wirtschaftszahlen können auch ihre Wachstumsraten verwendet werden, die häufig von größerer wirtschaftlicher Aussage sind und zum Beispiel bei Finanzmarktdaten auch als Rendite interpretiert werden.

Ein Fehlerkorrekturmodell (ECM) hat gegenüber dem einfachen ökonomischen Modell (Regressionsbeziehung, Gleichgewicht) den Vorteil, dass nicht nur eine geradlinige, also gleichsam langfristige, Beziehung zwischen den Variablen beschrieben wird, sondern auch eine Abhängigkeit zwischen den kurzfristigen Auf- und Ab-Bewegungen der Variablen, die aber immer wieder die Tendenz zeigen sollen, sich dem langfristigen Gleichgewicht zu nähern. Da bei Kointegration zwischen den Variablen der Konsum- bzw. Investitionsfunktionen die Zusammenhänge nicht ausschließlich durch eine statische Regressionsbeziehung auftreten müssen, in der  $y$  reagierend auf  $x$  und weitere erklärende Größen abgebildet ist, wird im Weiteren ein Mehrgleichungsansatz verfolgt. Das Vektor-Fehlerkorrekturmodell (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.<sup>15</sup> Dabei ist es nicht erforderlich, eine A-priori-Entscheidung über Endogenität und Exogenität, also über die Richtung der Abhängigkeit, zu treffen. Die Variablen sind hinsichtlich der Kausalität potenziell gleichberechtigt.

In der folgenden Gleichung ist ein VAR( $p$ )-Prozess reparametrisiert als Vektor-Fehlerkorrekturmodell, VECM( $p - 1$ ), dargestellt:<sup>16</sup>

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \mathbf{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t$$

Wobei  $\mathbf{x}$  ein  $(n \times 1)$ -Vektor stochastischer Variablen,  $\boldsymbol{\mu}$  ein  $(n \times 1)$ -Vektor der Konstanten,  $\mathbf{\Gamma}$  eine  $(n \times n)$ -Matrix der autoregressiven Koeffizienten und  $\mathbf{u}$  ein  $(n \times 1)$ -Vektor der Residuen und  $n$  die Anzahl der Varia-

<sup>15</sup> Hansen/Johansen (1998), S. 1.

<sup>16</sup> Hansen/Johansen (1998), S. 21.

blen ist. Im Vektor  $\mathbf{x}_{t-1}$  sind die um eine Periode verzögerten, nichtstationären Variablen enthalten. In den Matrizen  $\mathbf{\Gamma}_i$  kommt die kurzfristige Dynamik zum Ausdruck; während in der Matrix  $\mathbf{\Pi}$  die Kointegrationsvektoren, d.h. die langfristigen Beziehungen und die Ladungsparameter erfasst sind. Die Anzahl der Kointegrationsvektoren  $r$  stimmt mit dem Rang der Matrix  $\mathbf{\Pi}$  überein.

Das Verfahren von *Johansen* überprüft die Hypothese der Kointegration mittels der Eigenwerte des reduzierten Ranges,  $r < n$ , der Matrix  $\mathbf{\Pi}$ .<sup>17</sup> Es gibt dann folgende Zerlegung:<sup>18</sup>

$$\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$$

mit der  $(n \times r)$ -Matrix der Ladungsparameter  $\boldsymbol{\alpha}$  und der  $(r \times n)$ -Kointegrationsmatrix  $\boldsymbol{\beta}$ . Diese beinhaltet die  $r$  Kointegrationsvektoren. Damit liefert  $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_{t-1}$  die  $r$  stationären Linearkombinationen. Die Matrix  $\boldsymbol{\alpha}$  enthält die Anpassungsleistung an die Gleichgewichte der  $r$  kointegrierenden Beziehungen in den einzelnen Gleichungen im Vektor-Fehlerkorrekturmodell. Alternativ zum Konstantenvektor  $\boldsymbol{\mu}$  im Gesamtmodell, können auch Konstante in den kointegrierenden Beziehungen auftreten, also letztlich in der Matrix  $\boldsymbol{\beta}$ . Ebenso wie der Konstantenvektor  $\boldsymbol{\mu}$  kann in das Modell auch ein Vektor von individuellen linearen deterministischen Zeittrends eingebaut werden. Zur Bestimmung von  $r$  stehen der Maximale-Eigenwert-Test und der Trace-Test zur Verfügung. Die günstigste maximale Zeitverschiebung, d.h. die Ordnung des VECMs, kann zum Beispiel mit dem Schwarz-Bayes- oder dem Akaikekriterium gefunden werden.

Von dem Variablenvektor  $\mathbf{x}_t$  muss gefordert werden, dass er vektorintegriert der Ordnung 1 (I(1)) ist, d.h., dass der Vektor der Veränderungen  $\Delta\mathbf{x}_t$  vektorstationär ist. Für den Zweck dieser Studie soll es aber ausreichen nachzuweisen, dass jede einzelne Variable für sich genommen integriert ist. Dafür wird der erweiterte Dickey-Fuller-Test (ADF) genutzt.

<sup>17</sup> Eine reguläre (quadratische Matrix mit vollem Rang) Matrix mit Rang  $n$  hat  $n$  von Null verschiedene Eigenwerte. Demnach weist eine im Rang reduzierte quadratische Matrix ( $r < n$ ) nur  $r$  von Null verschiedene Eigenwerte auf.

<sup>18</sup> *Hansen/Johansen* (1998), S. 21.



#### IV. Statistische Datenbasis

Die Untersuchung wirtschaftstheoretischer Fragestellungen mithilfe ökonometrischer Verfahren setzt häufig eine hinreichende Anzahl von Beobachtungen voraus bzw. benötigt Zeitreihen einer bestimmten Periodizität. Die temporale Disaggregation von Jahresdaten kann mittels der Regression auf Zeitreihen, die die geforderte Periodizität aufweisen, erfolgen. Soll auf die Zuhilfenahme weiterer Daten verzichtet werden, bieten sich deterministische Verfahren an. Diesen sind auch die kubischen Splines zuzurechnen. *Kauffmann/Nastansky* (2006, 2007) stellen einen kubischen Spline vor und zeigen die mit der Anwendung verbundenen Probleme auf. Mithilfe dieses Verfahrens ist es z.B. möglich, Quartalsreihen deutscher Immobilienpreis- und -performanceindizes zu interpolieren, die sonst nur als Jahresdaten verfügbar sind.<sup>19</sup>

Gegeben sei die Zeitreihe  $x_i$ ,  $i = 1 \dots n$  einer Stromgröße oder eines Index, deren Einzelwerte relativ lange Perioden abdecken (z.B.  $n$  Jahre). Erfordert z.B. eine ökonometrische Problemstellung, dass von diesem Merkmal Daten höherer Periodizität eingesetzt werden (z.B. Quartalsdaten) und stehen für eine Schätzung der fehlenden Zwischenwerte keine geeigneten Datensätze zur Verfügung, bietet sich die Verwendung kubischer Splines zur Interpolation von  $m$  Zwischenwerten pro Periode  $i$  an. Während für Bestandsdaten natürliche Splines, die in vielen Statistik- oder Mathematik-Computerprogrammen implementiert sind, angewendet werden können, versagen diese Methoden bei der Interpolation von Stromgrößen: Lässt man den Jahresmittelwerten von zeitraumbezogenen Daten (z.B. einer Indexreihe) die gleiche Behandlung angedeihen wie zeitpunktbezogenen Größen, so würde der Durchschnitt der Subperiodenwerte einer Periode vom Periodendurchschnitt – also dem gegebenen Wert  $x_i$  – mehr oder weniger stark abweichen.<sup>20</sup> Eine wichtige Anforderung an die interpolierten Werte  $\hat{x}_{ij}$ ,  $j = 1 \dots m$  ist jedoch, dass der Durchschnitt der für die Teilperioden ermittelten Indexzahlen dem für die gesamte Periode vorliegenden Wert  $x_i$  gleichen muss. Für die temporale Disaggregation von Stromgrößen und Indizes muss den Besonderheiten dieser Zeitreihen Rechnung getragen werden, d.h., es müssen Splinepolynome gefunden werden, die die Restriktion  $\sum_{j=1}^m \hat{x}_{ij} = x_i$  (für Stromgrößen) bzw.  $\left(\prod_{j=1}^m \hat{x}_{ij}\right)^{\frac{1}{m}} = x_i$  (für Indexreihen) erfüllen (vgl. Abbildung 2).<sup>21</sup>

<sup>19</sup> *Kauffmann/Nastansky* (2007), S. 56.

<sup>20</sup> *Kauffmann/Nastansky* (2006), S. 14.

<sup>21</sup> Für logarithmierte Indexreihen lautet die Restriktion  $\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \hat{x}_{ij} = x_i$ .

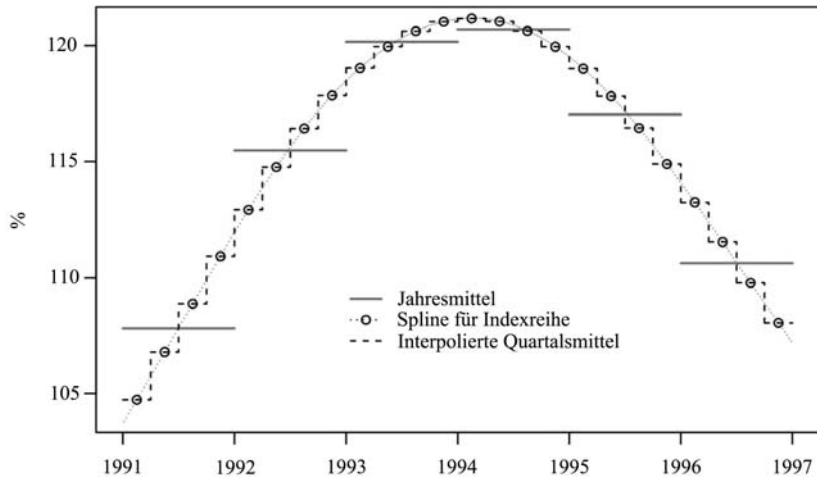


Abbildung 2: Gesucht: Interpolationsspline für Indexreihen

Die Verwendung von Zeitreihen auf der Basis kubischer Splines ist jedoch mit Einschränkungen verbunden. Während der Einsatz für die deskriptive Analyse am Beispiel der Immobilienindizes der BulwienGesa empfohlen werden kann, ist deren Eignung für den Einsatz in ökonomischen Modellen problematisch.<sup>22</sup> Aufgrund der deterministischen Erzeugung können die „künstlich“ erschaffenen Reihen völlig andere Eigenschaften aufweisen als die „echten“, aber unbekanntenen Realisationen eines stochastischen Prozesses mit unterjähriger Periodizität. *Kauffmann/Nastansky (2007)* stellen für die Immobilienindizes der BulwienGesa AG fest, dass infolge der vielfachen Übereinstimmung der Zeitreiheigenschaften (Integrationsgrad und AR-Koeffizienten) der interpolierten Quartalsreihen mit den Jahreswerten die Splines eine gute Anpassung an eine saisonbereinigte Quartalsreihe vermuten lassen. Beim Einsatz des Interpolationssplines in ökonomischen Modellen – insbesondere in Modellen mit autoregressiver Struktur – müssen die Schätzergebnisse kritisch interpretiert werden. Für die empirische Analyse ist zu empfehlen, dass ein Modell nicht mehr als eine interpolierte Zeitreihe enthalten sollte. Die genannten Probleme müssen abgewogen werden mit dem Gewinn an Praktikabilität und Ausnutzung des Informationsgehaltes der anderen, höherfrequenten Zeitreihe, wenn die Alternative das Fehlen einer Zeitreihe höherer Periodizität ist.

<sup>22</sup> *Kauffmann/Nastansky (2006)*, S. 25 ff.

Im Folgenden wird ein Überblick über die statistische Ausgangsdatenbasis und die notwendigen Transformationsschritte gegeben.

*Tabelle 1: Statistische Datenbasis und Transformationsschritte*

Variable	Beschreibung	Transformationsschritte	Quelle
Bruttoinlandsprodukt	saison- und kalenderbereinigte verkettete Volumenangaben in Mrd. Euro in Preisen des Vorjahres, Quartalsdaten		Statistisches Bundesamt
Verfügbares Einkommen	saison- und kalenderbereinigte verkettete Volumenangaben in Mrd. Euro in laufenden Preisen, Quartalsdaten	Deflationierung mit dem Verbraucherpreisindex (VPI) <sup>23</sup>	Statistisches Bundesamt
Konsumausgaben der privaten Haushalte	saison- und kalenderbereinigte verkettete Volumenangaben in Mrd. Euro in Preisen des Vorjahres, Quartalsdaten		Statistisches Bundesamt
Bruttoanlageinvestitionen	saison- und kalenderbereinigte verkettete Volumenangaben in Mrd. Euro in Preisen des Vorjahres, Quartalsdaten		Statistisches Bundesamt
Deutscher Aktienindex (DAX)	Performanceindex, Monatsendstände	die Monatsendstände werden unter Anwendung des chronologischen Mittels in eine Quartalszeitreihe überführt und mit dem VPI deflationiert.	Deutsche Börse AG

*(Fortsetzung nächste Seite)*

<sup>23</sup> Mit der Verwendung des VPI ist der Vorteil verbunden, dass die Größen des Gütermarkts (Konsum und Einkommen) mit demselben Preisindex deflationiert werden.

Tabelle 1 (Fortsetzung)

Variable	Beschreibung	Transformationsschritte	Quelle
Immobilienindex	Performanceindex für Wohn- und Gewerbeimmobilien in 125 deutschen Städten, Jahresdaten	– Interpolation einer Quartalszeitreihe mittels eines kubischen Splines – Deflationierung mit VPI	Bulwien-Gesa AG
Wohnimmobilienindex	Performanceindex für Wohnimmobilien in 125 deutschen Städten, Jahresdaten	– Interpolation einer Quartalszeitreihe mittels eines kubischen Splines – Deflationierung mit VPI	Bulwien-Gesa AG
Geldmarktzinsen	Zinssatz für Tagesgeld am Frankfurter Bankenplatz, Monatsdurchschnitte	Erzeugung einer Quartalszeitreihe mittels des einfachen arithmetischen Mittels	Deutsche Bundesbank
Umlaufrendite	Umlaufrendite inländischer Inhaberschuldverschreibungen Insgesamt, Monatsdurchschnitte	Erzeugung einer Quartalszeitreihe mittels des einfachen arithmetischen Mittels	Deutsche Bundesbank

In den Abbildungen 3 und 4 werden mittels geeigneter Indizes die Preisentwicklungen am Aktien- und Immobilienmarkt für Deutschland dargestellt.

Der Deutsche Aktienindex (DAX) stieg im Beobachtungszeitraum deutlich an. Die hohen Kursverluste (rund 75 %) an den Börsen in den Jahren 2000 bis 2002 waren begleitet von einem deutlichen Rückgang der Unternehmensinvestitionen. Dem folgte bis Ende 2007 ein starker Kursanstieg bis über 8000 Punkte. Vom Jahresbeginn 2008 bis Januar 2009 hatte der DAX rund die Hälfte an Wert verloren. Im Folgenden untersuchen wir, wie sich dieser Rückgang auf die Realwirtschaft ausgewirkt hat.

Die Immobilienpreise in Deutschland weisen in der Zeit von 1990 bis 2008 eine steigende Tendenz auf, wobei der Preisaufrtrieb und die Variabilität der Preise im Vergleich zu den Aktienkursen deutlich schwächer

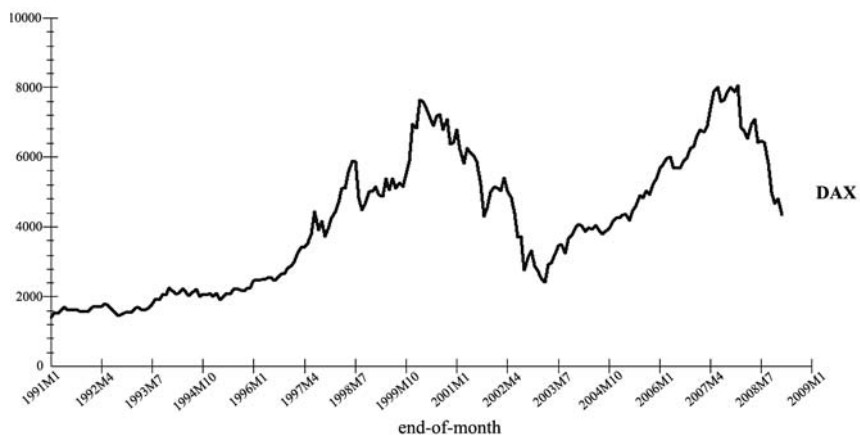


Abbildung 3: Deutscher Aktienindex (DAX) 1991/1–2009/1

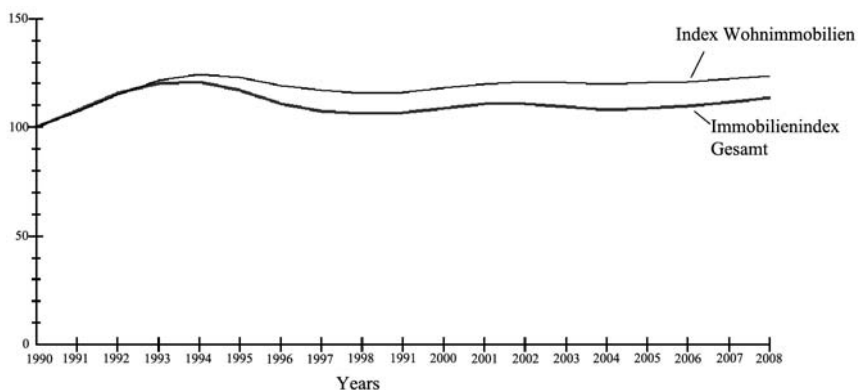


Abbildung 4: Immobilienpreise in Deutschland 1990–2008

ausfielen. Verglichen mit der Entwicklung der Preise für Wohneigentum in der Mehrzahl der OECD-Länder war der Anstieg in Deutschland moderat.<sup>24</sup> Entgegen dem weltweiten Trend wurde für das Jahr 2008 in Deutschland kein Rückgang der Wohnimmobilienpreise gemessen.

<sup>24</sup> EZB (2009), S. 65.

## V. Empirische Ergebnisse

Die empirische Analyse gründet auf aggregierten Zeitreihen für das wiedervereinigte Deutschland für den Zeitraum 1. Quartal 1991 bis 4. Quartal 2008. Somit sind die Auswirkungen der Finanzkrise auf den Aktien- und Immobilienmarkt sowie auf die Realwirtschaft zum Teil in der verwendeten statistischen Datenbasis enthalten. Wir quantifizieren den Einfluss der Aktienkurse und Immobilienpreise auf den aggregierten Konsum (*Vermögenseffekt*) und auf die aggregierten Investitionen (*Investitionseffekt*). Die Kointegrationsmethodik bildet die Basis der empirischen Untersuchung. Mithilfe des Verfahrens von *Johansen* (1988) werden Vektor-Fehlerkorrekturmodelle (VECM) geschätzt, die es ermöglichen, sowohl die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen (Niveaubeziehungen) als auch die kurzfristige Dynamik (Wachstumsraten) in einem Modell zusammenzufassen.

### 1. Vermögenspreise und Konsum

Die Schätzung der Vermögenseffekte im Konsum gründet auf der Spezifikation der folgenden log-linearen makroökonomischen Konsumfunktion

$$\ln C_t = \alpha + \beta \ln Y_t^V + \delta_1 \ln DAX_t + \delta_2 \ln IW_t + \kappa I_t^M + u_t$$

mit  $\ln$  als natürlicher Logarithmus.  $C_t$  sind die realen Konsumausgaben der privaten Haushalte im Quartal  $t$ ,  $Y_t^V$  das reale verfügbare Einkommen der Haushalte,  $DAX_t$  der deflationierte Deutsche Aktienindex im Vorquartal,  $IW_t$  der deflationierte Index Wohnimmobilien im Vorquartal und  $I_t^M$  die Geldmarktzinsen<sup>25</sup> im Quartal  $t$ . Die obige Gleichung impliziert eine lineare Beziehung zwischen den Logarithmen der Größen Konsum, Vermögenspreise, verfügbares Einkommen und dem Niveau der

<sup>25</sup> Die Nominalzinsen und nicht die um die Inflationsrate bereinigten Geldmarktzinsen werden in die Konsumfunktion aufgenommen. Für Haushalte, die Kreditbeschränkungen unterliegen, sind die Nominalzinsen von entscheidender Bedeutung. Denn Haushalte, die den Konsumstrom glätten wollen, werden bei hohen Nominalzinsen von einer Kreditaufnahme mit dem Ziel der Ausweitung des Konsums abgehalten, da bei konstanter Tilgung die Realbelastung in der Anfangsphase der Kreditrückzahlung mit steigendem Nominalzins zunimmt. 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 (vgl. *Illing/Klüh* (2005), S. 6).

Geldmarktzinsen. Die Verwendung der Logarithmen ist sinnvoll, weil dadurch die Koeffizienten als Elastizitäten und die Differenzen als Wachstumsraten interpretiert werden können. Die Konsumfunktion lässt sich als langfristige kointegrierende Beziehung auffassen, d.h., die Zeitreihen des Konsums und ihrer Determinanten weisen auf lange und kurze Frist ein tendenziell gleichläufiges Verhalten auf. Hinter  $\delta_1$  und  $\delta_2$  verbergen sich die Vermögenseffekte im Konsum, d.h. die prozentuale Reaktion des Konsums auf einen einprozentigen Anstieg der Aktienkurse bzw. Immobilienpreise. Bevor das VECM mit dem *Johansen*-Verfahren geschätzt wird, muss getestet werden, ob alle Variablen integriert der Ordnung Eins,  $I(1)$ , sind. Der Nachweis des Integrationsgrades kann durch Integrationstests wie den *Dickey-Fuller*-Test (DF-Test) bzw. bei autokorrelierten Störtermen mit dem *Augmented-Dickey-Fuller*-Test (ADF-Test) erbracht werden.

*Tabelle 2*  
**Ergebnisse des Augmented-Dickey-Fuller-Tests**

Variable	Regression	Lags	Test-Statistik	95 % Kritischer Wert	
$\ln C$	K,T	2	-0.5930	-3.4749	ns
$\ln Y^V$	K,T	3	-0.5246	-3.4759	ns
$I^M$	K,T	1	-2.5132	-3.4739	ns
$\ln DAX$	K,T	1	-1.9685	-3.4739	ns
$\ln IW$	K,T	2	-2.2664	-3.4749	ns
$\Delta \ln C$	K	1	-8.9525	-2.9035	s
$\Delta \ln Y^V$	K	2	-8.4378	-2.9042	s
$\Delta I^M$	K	0	-3.3501	-2.9029	s
$\Delta \ln DAX$	K	0	-5.1228	-2.9029	s
$\Delta \ln IW$	K	1	-3.6185	-2.9035	s

Bemerkung: Schwarz-Bayes-Kriterium zur Festlegung der Ordnung des ADF-Tests.

Die Dickey-Fuller-Regression beinhaltet eine Konstante (K) und/oder einen linearen Trend (T).  
ns – nichtstationär

Im Folgenden können die Variablen der Tabelle 2 aufgrund der Testdaten als integriert der Ordnung Eins,  $I(1)$ , betrachtet werden. Das bedeutet, dass die nichtstationären Logarithmen durch Bildung der ersten Differenzen in einen stationären Prozess überführt werden konnten. Alle Variablen haben also stationäre Wachstumsraten. Im nächsten Abschnitt wird überprüft, ob

die Zeitreihen auch kointegriert (gemeinsam integriert) sind, d.h., zu einem stabilen langfristigen Gleichgewicht tendieren.

Die Wahl der Lagordnung des Vektor-Fehlerkorrekturmodells gründet auf dem Vergleich anhand von Informationskriterien ausgewiesener Effizienz der Schätzung variierender VAR-Modelle. Für  $p = 3$  wird der höchste Wert des Schwarz-Bayes-Kriteriums (ML-Version) gefunden. Zusätzlich wird eine Konstante, aber kein Trend in die kointegrierende Beziehung aufgenommen. Da das Modell mehr als zwei I(1)-Variablen enthält, muss zuerst die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen, der Kointegrationsrang  $r$ , bestimmt werden. Der Maximale-Eigenwert-Test und der Trace-Test dienen als Entscheidungsgrundlage.

*Tabelle 3*  
**Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests**

$H_0$	Max.-Eigenwert-Test	Kritischer Wert (95 %)	Trace-Test	Kritischer Wert (95 %)
$r = 0$	59.49	34.40	105.71	75.98
<b><math>r \# 1</math></b>	20.83	28.27	46.22	54.48
$r \# 2$	13.25	22.04	25.39	34.87
$r \# 3$	9.13	15.87	12.14	20.18
$r \# 4$	3.01	9.16	3.01	9.16

Bemerkung:  $r$  gibt die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen wieder.

Die Tests zeigen, dass zwischen den fünf Variablen Konsum, Vermögenspreise, Geldmarktzinsen und verfügbares Einkommen genau eine kointegrierende Beziehung existiert (Tabelle 3). Da die Quantifizierung der Abhängigkeit des Konsums von den Vermögenspreisen von besonderer Bedeutung ist, wird der Koeffizient des Konsums im Kointegrationsvektor auf den Wert Eins normiert.<sup>26</sup> Dies ermöglicht, den Kointegrationsvektor als Konsumfunktion zu interpretieren. Aus einer alternativen Normierung könnte ebenso eine Einkommens-, DAX-, Wohnimmobilienpreis- oder Zinsgleichung resultieren, sofern sich die geschätzte stationäre Linearkombination durch Signifikanz in der jeweiligen Fehlerkorrekturgleichung auszeichnet. Die ML-Schätzung des Vektor-Fehlerkor-

<sup>26</sup> Der Kointegrationsvektor ist ohne Restriktionen nicht identifizierbar.



rektormodells (VECM) ergibt folgende langfristige Konsumgleichung (Kointegrationsbeziehung):<sup>27</sup>

$$\hat{c}_t = \underset{(0.09)}{1.11} y_t^V + \underset{(0.004)}{0.04} dax_t + \underset{(0.04)}{0.12} iw_t - \underset{(0.001)}{0.005} I_t^M - \underset{(0.64)}{1.76}$$

Für die Zeit nach der Deutschen Einheit im Jahr 1990 wurden in Deutschland signifikant (5 %) positive, aber schwache Vermögenseffekte aus den Aktienkursen und Wohnimmobilienpreisen nachgewiesen. Die Zunahme des DAX um 10 % zieht im Folgequartal im Mittel einen Anstieg der realen Konsumausgaben um 0,4 % nach sich. Im Vergleich zu anderen entwickelten Volkswirtschaften ist der Effekt vom Aktienmarkt auf den Konsum in Deutschland moderat.<sup>28</sup> So ermittelten *Boone et al.* (1998) für den Zeitraum (1Q1979–2Q1997) eine Elastizität aus den Aktienkursen für die BRD von 0,018. Im Vergleich zu den USA (0,064) übt der Aktienmarkt in kontinentaleuropäischen Ländern wie Deutschland und Frankreich (0,014) einen vergleichsweise geringeren Einfluss auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte aus.

Im Beobachtungszeitraum wirken die Preise für Wohnimmobilien langfristig stimulierend auf den Konsum. Vermögenseffekte aus den Wohnimmobilienpreisen übertrafen die aus den Aktienkursen deutlich. Die disaggregierte Analyse ergibt, dass die Vermögenselastizität der Wohnimmobilienpreise dreimal so hoch ist wie die Elastizität des DAX. Der höhere Vermögenseffekt aus den Immobilienpreisen stimmt mit den Ergebnissen von *Case et al.* (2004) für Deutschland überein. In Abhängigkeit der Modellspezifikation bewegten sich die geschätzten Elastizitäten des Immobilienvermögens zwischen 0,11 und 0,166 für ein internationales Panel.<sup>29</sup> Darüber hinaus wurde für die Bundesrepublik ermittelt, dass ein Anstieg der Zinsen am Geldmarkt die Konsumausgaben der privaten Haushalte schwach dämpft. Wie zu erwarten war, ist das laufende verfügbare Einkommen der maßgebliche Faktor zur Erklärung des Konsums.

Der Vergleich der Ergebnisse der *Johansen*-Schätzung mit dem Dynamischen OLS-Schätzer nach *Stock/Watson* (1993) wies bis auf eine Ausnahme nur geringe numerische Unterschiede der geschätzten Koeffizienten der Größen der Konsumfunktion aus.<sup>30</sup> Der Vermögenseffekt aus den

<sup>27</sup> In den Klammern sind die geschätzten asymptotischen Standardfehler der Koeffizienten angegeben. Kleine Buchstaben bezeichnen den natürlichen Logarithmus der jeweiligen Variablen.

<sup>28</sup> *Nastansky* (2008), S. 219–224.

<sup>29</sup> *Case et al.* (2004), S. 18 ff.

Wohnimmobilienpreisen war schwächer. Bei den vier exogenen Variablen und bei der Konstante blieben das Vorzeichen und die Signifikanz auf dem 5 %-Niveau erhalten.

Die empirische Analyse zeigt, dass die Größen der gesamtwirtschaftlichen Konsumfunktion einem gemeinsamen stochastischen Trend folgen, d. h., kointegriert sind. Abgesehen von vorübergehenden Schwankungen, bewegen sich die Variablen nicht dauerhaft voneinander weg. Abweichungen des Konsums vom langfristigen Gleichgewicht, z. B. hervorgerufen durch temporäre Schocks, sind nur von kurzer Natur und unterliegen in den Folgeperioden einer systemimmanenten Rückbildung, sodass der Konsum über die Zeit zum langfristigen Gleichgewicht zurückkehrt. Dieser Prozess kann als Fehlerkorrekturmechanismus modelliert werden. Für das Vektor-Fehlerkorrekturmodell ergeben sich – unter Vernachlässigung der auf dem 5 %-Niveau nicht signifikanten Variablen (in der  $i$ -ten Gleichung der Übersichtlichkeit halber zusammengefasst als  $LD_i$ ) – folgende Fehlerkorrekturgleichungen.<sup>31</sup>

$$\Delta \hat{c}_t = -0.338 \Delta y_{t-1}^V - 0.358 \Delta c_{t-2} + LD_1 - 0.733 \text{ecm}_{t-1}$$

(0.165) (0.171) (0.114)

$$\Delta \hat{y}_t^V = -0.647 \Delta y_{t-1}^V + LD_2 - 0.420 \text{ecm}_{t-1}$$

(0.216) (0.149)

$$\Delta \hat{dax}_t = 3.59 \Delta c_{t-1} + 0.45 \Delta dax_{t-1} - 4.291 \Delta iw_{t-2} + LD_3 + 0.555 \text{ecm}_{t-1}$$

(1.744) (0.142) (2.073) (1.215)

$$\Delta \hat{iw}_t = -0.246 \Delta c_{t-1} + 0.501 \Delta y_{t-1}^V + 0.408 \Delta iw_{t-1} + 0.373 \Delta iw_{t-2} + LD_4 + 0.128 \text{ecm}_{t-1}$$

(0.089) (0.090) (0.117) (0.107) (0.062)

$$\Delta \hat{I}_t^M = 16.998 \Delta iw_{t-1} + 0.675 \Delta I_{t-1}^M + LD_5 + 1.18 \text{ecm}_{t-1}$$

(8.164) (0.169) (4.361)

$$\text{mit } \text{ecm}_t = +1c_t - 1.11y_t^V - 0.04dax_t - 0.12iw_t + 0.005I_t^M + 1.76$$

Der geschätzte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms ( $\text{ecm}_t$ ) in der Konsumwachstumsgleichung hat das erwartete Vorzeichen und ist signifikant von Null verschieden – was auf eine tendenzielle Verringerung des Konsumwachstums nach einem Konsumüberschuss im Vorquartal (bezogen auf die Gleichgewichtsbeziehung) hindeutet. Durchschnittlich werden

<sup>30</sup> Die mit DOLS geschätzte Konsumfunktion:

$$\hat{c}_t = 1.28 y_t^V + 0.04 dax_t + 0.08 iw_t - 0.003 I_t^M - 2.57$$

(0.05) (0.003) (0.03) (0.001) (0.42)

<sup>31</sup> Unter den Koeffizienten sind in Klammern die jeweiligen Standardfehler abgebildet.

73,3 % des Ungleichgewichts der Vorperiode pro Quartal abgebaut. Auch die Entwicklung des Deutschen Aktienindex und der Wohnimmobilienpreise leistet einen Beitrag zur Korrektur des Gleichgewichtsfehlers. Nach einem Schock am Aktienmarkt kehrt der DAX recht schnell und der Index Wohnen langsamer wieder auf ein mittleres Niveau zurück. Dieses Resultat steht in Einklang mit den von *Lettau/Ludvigson* (2004) dargelegten Ausführungen zur Prognosekraft der Konsum-Vermögensrelation (CAY) in Bezug auf die Renditen am Aktienmarkt.<sup>32</sup> Der Ladungsparameter in der Gleichung für das Einkommenswachstum ist zwar signifikant von Null verschieden; mit einem negativen Vorzeichen versehen, trägt er nicht zur Korrektur des Gleichgewichtsfehlers der Vorperiode bei. Das VECM impliziert, dass der Konsum lediglich langfristig (im Niveau) von den Vermögenspreisschwankungen stimulierend beeinflusst wird. Kurzfristige Vermögenseffekte<sup>33</sup> im Konsum aus den Aktienkursen und Immobilienpreisen konnten für Deutschland nicht nachgewiesen werden.

## 2. Vermögenspreise und Investitionen

Die Schätzung der vermögenspreisinduzierten Investitionseffekte basiert auf der folgenden log-linearen gesamtwirtschaftlichen Investitionsfunktion

$$\ln J_t = \alpha + \beta \ln Y_t + \delta_1 \ln DAX_t + \delta_2 \ln IG_t + \kappa I_t^L + u_t$$

mit  $J_t$  als reale Bruttoanlageinvestitionen im Quartal  $t$ ,  $Y_t$  das reale Bruttoinlandsprodukt,  $DAX_t$  der deflationierte Deutsche Aktienindex im Vorquartal,  $IG_t$  der deflationierte Index für Wohn- und Gewerbeimmobilien im Vorquartal und  $I_t^L$  ist die Umlaufrendite Insgesamt als Proxy-Variablen der langfristigen Fremdkapitalkosten der Unternehmen im Quartal  $t$ . Die Investitionsfunktion lässt sich als langfristige Gleichgewichtsbeziehung auffassen, d.h., die Zeitreihen der Bruttoanlageinvestitionen und ihrer Determinanten weisen auf lange und kurze Frist ein tendenziell gleichläufiges Verhalten auf. Hinter  $\delta_1$  und  $\delta_2$  verbergen sich die Investitionseffekte, d.h. die prozentuale Reaktion der Investitionen auf einen einprozentigen Anstieg der Aktienkurse bzw. Immobilienpreise. Bevor das VECM mit dem *Johansen*-Verfahren geschätzt werden kann, müssen wir testen, ob alle Variablen integriert der Ordnung Eins,  $I(1)$ , sind.

<sup>32</sup> *Lettau/Ludvigson* (2004), S. 280–283.

<sup>33</sup> Der kurzfristige Vermögenseffekt bezeichnet die Zusammenhänge zwischen den Wachstumsraten.

*Tabelle 4*  
**Ergebnisse des Augmented-Dickey-Fuller-Tests**

Variable	Regression	Lags	Test-Statistik	95 % Kritischer Wert	
$\ln J$	K,T	2	-2.2564	-3.4749	ns
$\ln Y$	K,T	1	-2.1705	-3.4739	ns
$I^L$	K,T	1	-3.0072	-3.4739	ns
$\ln IG$	K,T	2	-2.0599	-3.4749	ns
$\Delta \ln J$	K	1	-4.7516	-2.9035	s
$\Delta \ln Y$	K	0	-6.6593	-2.9029	s
$\Delta I^L$	K	0	-5.6562	-2.9029	s
$\Delta \ln IG$	K	1	-3.0558	-2.9035	s

Bemerkung: Schwarz-Bayes-Kriterium zur Festlegung der Ordnung des ADF-Tests.

Die Dickey-Fuller-Regression beinhaltet eine Konstante (K) und/oder einen linearen Trend (T).  
 ns - nichtstationär

Wegen dieser Testergebnisse können die Variablen der Tabelle 4 als I(1) betrachtet werden. Im nächsten Schritt wird überprüft, ob die Zeitreihen auch kointegriert sind. Dem *Johansen*-Verfahren liegt ein VECM der Ordnung 2, VAR(3), zugrunde. Zusätzlich wird eine Konstante, aber kein Trend in die kointegrierende Beziehung aufgenommen.

*Tabelle 5*  
**Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests**

$H_0$	Max.-Eigenwert-Test	Kritischer Wert (95 %)	Trace-Test	Kritischer Wert (95 %)
$r = 0$	54.57	34.40	104.97	75.98
<b>r # 1</b>	23.96	28.27	50.40	54.48
$r \# 2$	16.59	22.04	26.44	34.87
$r \# 3$	6.57	15.87	9.86	20.18
$r \# 4$	3.29	9.16	3.29	9.16

Bemerkung:  $r$  gibt die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen wieder.

Sowohl der Maximale-Eigenwert-Test als auch der Trace-Test präferieren den Rang 1. Das bedeutet, dass zwischen den fünf Variablen Bruttoanlageinvestitionen, Vermögenspreise, Umlaufrendite und BIP genau eine kointegrierende Beziehung existiert (Tabelle 5). Da die Quantifizierung

der Abhängigkeit der Investitionen von den Vermögenspreisen Ziel dieser Untersuchung ist, wird der Koeffizient der Investitionen im Kointegrationsvektor auf den Wert Eins normiert. Dies ermöglicht, den Kointegrationsvektor als Investitionsfunktion zu interpretieren. Aus einer alternativen Normierung könnte ebenso eine BIP-, DAX-, Immobilienpreis- oder Zinsgleichung resultieren, sofern sich die geschätzte stationäre Linearkombination durch Signifikanz in der jeweiligen Fehlerkorrekturgleichung auszeichnet. Die ML-Schätzung des VECM ergibt folgende langfristige Investitionsgleichung:<sup>34</sup>

$$\hat{j}_t = 0.93 y_t + 0.17 dax_t + 0.52 ig_t + 0.03 I_t^L - 5.16$$

(0.22)
(0.02)
(0.23)
(0.01)
(2.38)

Im Beobachtungszeitraum 1. Quartal 1991 bis 4. Quartal 2008 hängen die Investitionen in Deutschland signifikant positiv von der Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex ab. Ein Anstieg des DAX um 10 % zieht im Folgequartal einen Anstieg der Bruttoanlageinvestitionen um durchschnittlich 1,7 % nach sich. Damit wurde ein mittlerer Investitionseffekt der Aktienkurse in Deutschland für die Zeit nach der Wiedervereinigung ermittelt. Steigende Börsenkurse erleichtern die Finanzierung der Investitionen über das Eigenkapital (mithilfe der Emission von neuen Aktien) bzw. die Finanzierung über Fremdkapital (durch einen vereinfachten Zugang zu Unternehmenskrediten). Die Reaktion der Bruttoanlageinvestitionen auf Veränderungen der Preise für Wohn- und Gewerbeimmobilien ist signifikant (5 %) und stark positiv. Die Elastizität wurde auf 0,52 geschätzt. In Anbetracht der geringen Volatilität der Immobilienpreise in der BRD in der Vergangenheit ist die Wirkung auf die Investitionen (insbesondere auf die Bauinvestitionen) jedoch begrenzt. Überdies deutet die BIP-Elastizität in Höhe von 0,93 darauf hin, dass ein positiver Konjunkturverlauf die Unternehmen veranlasst, ihre Produktionsmöglichkeiten durch Investitionen in Maschinen, Bauten und Ausrüstungen zu erweitern, um die erwartete gesamtwirtschaftliche Nachfrage befriedigen zu können. Dem entgegen resultiert aus der Schätzung kein dämpfender Effekt der langfristigen Zinsen auf die Bruttoanlageinvestitionen in Deutschland. Die Semi-Zinselastizität ist positiv.

Der Vergleich der Ergebnisse der *Johansen*-Schätzung mit dem Dynamischen OLS-Schätzer nach *Stock/Watson* (1993) ergab zum Teil sicht-

<sup>34</sup> In den Klammern sind die geschätzten asymptotischen Standardfehler der Koeffizienten angegeben. Kleine Buchstaben bezeichnen den natürlichen Logarithmus der jeweiligen Variablen.

bare Unterschiede.<sup>35</sup> Sowohl der Investitionseffekt aus den Aktienkursen als auch der aus den Immobilienpreisen ist deutlich schwächer und letzterer ist auf dem 5 %-Niveau nur knapp von Null verschieden. Die Vorzeichen der Koeffizienten der exogenen Variablen wechselten hingegen nicht.

Internationale empirische Untersuchungen zeigen, dass die Höhe der vermögenspreisinduzierten Investitionseffekte wesentlich von der Liberalisierung und Bedeutung des Aktienmarktes für die jeweilige Volkswirtschaft sowie von der Deregulierung des Hypothekenmarktes abhängen.<sup>36</sup> Angesichts des zurückhaltenden Engagements deutscher Unternehmen am Aktienmarkt überrascht der ermittelte empirische Zusammenhang ein wenig. Möglicherweise entfaltet der Erwartungs-Kanal seine Wirkung, d. h., der Aktienmarkt fungiert als Frühindikator der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung. Haussierende Börsen signalisieren den Unternehmen positive Absatzerwartungen, die sich in einer veränderten Investitions- und Risikobereitschaft niederschlagen – unabhängig von der eigenen Börsennotierung.

Für das Vektor-Fehlerkorrekturmodell ergeben sich – unter Vernachlässigung der auf dem 5 %-Niveau nichtsignifikanten Variablen ( $LD_i$ ) – folgende Fehlerkorrekturgleichungen:

$$\Delta \hat{j}_t = \frac{0.383}{(0.187)} \Delta j_{t-2} + \frac{0.069}{(0.034)} \Delta dax_{t-2} + LD_1 - \frac{0.025}{(0.071)} ecm_{t-1}$$

$$\Delta \hat{y}_t = \frac{0.170}{(0.061)} \Delta j_{t-2} - \frac{0.005}{(0.002)} \Delta I_{t-2}^L + LD_2 - \frac{0.058}{(0.023)} ecm_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \Delta \hat{dax}_t = & \frac{-1.809}{(0.677)} \Delta j_{t-1} + \frac{5.668}{(2.067)} \Delta y_{t-1} + \frac{0.445}{(0.111)} \Delta dax_{t-1} + \frac{4.524}{(1.958)} \Delta y_{t-2} \\ & - \frac{0.056}{(0.028)} \Delta I_{t-2}^L + LD_3 + \frac{1.105}{(0.244)} ecm_{t-1} \end{aligned}$$

$$\Delta \hat{ig}_t = \frac{0.294}{(0.113)} \Delta ig_{t-1} + \frac{0.505}{(0.119)} \Delta ig_{t-2} + \frac{0.006}{(0.002)} \Delta I_{t-2}^L + LD_4 + \frac{0.034}{(0.018)} ecm_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \Delta \hat{I}_t^L = & \frac{26.033}{(9.065)} \Delta y_{t-1} + \frac{14.049}{(6.652)} \Delta ig_{t-1} + \frac{0.442}{(0.125)} \Delta I_{t-1}^L - \frac{0.314}{(0.121)} \Delta I_{t-2}^L + LD_5 \\ & + \frac{3.963}{(1.071)} ecm_{t-1} \end{aligned}$$

$$\text{mit } ecm_t = +1j_t - 0.93y_t - 0.17dax_t - 0.52ig_t - 0.03I_t^L + 5.16$$

<sup>35</sup> Die mit DOLS geschätzte Investitionsfunktion:

$$\hat{j}_t = \frac{0.64}{(0.15)} y_t + \frac{0.10}{(0.01)} dax_t + \frac{0.29}{(0.14)} ig_t + \frac{0.024}{(0.0016)} I_t^L - \frac{0.92}{(1.49)}$$

<sup>36</sup> Altissimo et al. (2005), S. 33–36.

Der geschätzte Koeffizient des Fehlerkorrekturterms in der Investitionsungleichung hat das erwartete Vorzeichen, ist aber auf dem 5 %-Niveau nicht signifikant von Null verschieden. Demzufolge ist die Interpretation der stationären Linearkombination als Investitionsfunktion kritisch zu sehen. Für die kurze Frist scheinen die Unternehmen das Wachstum des DAX und die Wachstumsrate der Bruttoanlageinvestitionen vor zwei Quartalen in ihr Investitionskalkül aufzunehmen, während langfristig weitere Faktoren das Niveau stimulierend beeinflussen. Bewegungen im Wachstum der Immobilienpreise rufen auf dem 5 %-Niveau keine signifikanten Effekte in den Investitionen hervor. Für die Investitionsdynamik scheinen Veränderungen der Immobilienpreise und des BIP kurzfristig keine bzw. nur eine untergeordnete Bedeutung zu haben. Aus der Schätzung des VECM ist zu entnehmen, dass der Aktienmarkt sowie die langfristigen Zinsen den entscheidenden Beitrag zur Korrektur des Gleichgewichtsfehlers der Vorperiode ( $ecm_{t-1}$ ) leisten. Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung – zum Beispiel hervorgerufen durch Schocks in den Vermögenspreisen – werden größtenteils von der Aktienkursentwicklung verursacht und in der Folge auch getragen, indem der DAX wieder auf ein mittleres Niveau zurückkehrt.

## VI. Schlussfolgerungen

Geldpolitische Maßnahmen wirken sich über die Zinssätze und das Angebot an Zentralbankengeld nicht nur auf die Preise von Schuldtiteln aus, sondern beeinflussen die Bewertung anderer Vermögenswerte – hervorgehoben die Aktienkurse und Immobilienpreise. Aus diesem Grund ist es notwendig, die realwirtschaftlichen Auswirkungen von Vermögenspreisschwankungen theoretisch wie empirisch zu untersuchen und ihre Rolle in der Geldpolitik zu definieren. Sofern die Vermögenspreise Aufschluss über die gesamtwirtschaftliche Nachfrage- und Angebotsentwicklung geben, können sie zur Erkennung von konjunkturwirksamen Schocks beitragen und helfen, die Ursachen und die Persistenz der preislichen Auftriebskräfte im Euro-Währungsgebiet festzustellen.<sup>37</sup> Darüber hinaus können Übertreibungen an den Vermögensmärkten in beide Richtungen die Stabilität des Finanzsystems gefährden. Wie sich in den letzten Jahren gezeigt hat, können steigende Zinsen die Preise für Gewerbe- und Wohnimmobilien unter Druck setzen und die Vermögenssituation der verschuldeten Haushalte sowie die Bilanzen der Unternehmen und

---

<sup>37</sup> EZB (2002), S. 55.

Banken eintrüben. Die globale Finanzkrise demonstrierte, dass Immobilienpreisschwankungen eine wichtige Nahtstelle zwischen dem Immobilienmarkt und der übrigen Wirtschaft darstellen.<sup>38</sup>

Die empirischen Resultate verdeutlichen, dass seit der Wiedervereinigung von den Vermögenspreisen quantitativ beschränkte Effekte auf den Konsum und messbare Effekte auf die Investitionen in Deutschland ausgegangen sind. Die Ergebnisse ausgewählter empirischer Studien für Deutschland und die Euro-Zone gelangen zu einem ähnlichen Resultat.<sup>39</sup> Die geschätzten Fehlerkorrekturgleichungen zeigen, dass Abweichungen von der langfristigen Gleichgewichtsbeziehung – zum Beispiel hervorgerufen durch Schocks in den Vermögenspreisen – größtenteils vom Aktienmarkt getragen werden, indem dieser mittelfristig wieder auf ein mittleres Niveau zurückkehrt. Während langfristig durchaus schwache positive Vermögens- und Investitionseffekte zu beobachten sind, besteht kurzfristig kein stimulierender Effekt der Vermögenspreisentwicklung auf die Konsumdynamik. Dies verleitet zum Schluss, dass der Konsumpfad der privaten Haushalte in Deutschland nur in geringem Maße von der Vermögenspreisentwicklung getragen wird. Hingegen deuten die ermittelten statistischen Zusammenhänge darauf hin, dass die Unternehmen für die kurze und lange Frist den Aktienmarkt in ihr Investitionskalkül einbeziehen. Da in die Aktienbewertung Zukunftserwartungen der Marktteilnehmer bezüglich der Unternehmensgewinne, Dividenden und Absatzmengen einfließen, kann die Kursentwicklung des Deutschen Aktienindex (DAX) eine wichtige Informationsquelle auch für nicht börsennotierte Unternehmen darstellen.

Vor dem Hintergrund des gegenwärtigen Wandels des Finanzsystems zu einem europäischen System, der Rolle des Aktienmarktes für die Finanzierung von Unternehmensinvestitionen bzw. der Preisentwicklung am Immobilienmarkt für die Bautätigkeit und das Bankensystem sowie der Bedeutung der Kapitalmärkte für die Vermögensbildung der privaten Haushalte muss den realwirtschaftlichen Folgen von Aktienkursschwankungen und Immobilienpreisbewegungen seitens der Zentralbanken Aufmerksamkeit geschenkt werden. Die Vermögenspreise repräsentieren einen wichtigen Indikator der zukünftigen konjunkturellen Entwicklung, die dann eine geldpolitische Reaktion bedingen, wenn das Erreichen des geldpolitischen Endziels, i. d. R. ein mittelfristiges Inflationsziel, oder die Stabilität des Finanzsystems gefährdet sind. Das Vorgehen der Europäi-

---

<sup>38</sup> Nastansky/Strohe (2010), S. 23–24.

<sup>39</sup> Altissimo et al. (2005); Nastansky (2008); Sousa (2009).



schen Zentralbank (EZB), die Vermögenspreise nicht explizit als Zielgröße in die geldpolitische Strategie<sup>40</sup> aufzunehmen – hingegen die längerfristigen Risiken für die Preisstabilität, die sich aus *Boom-Bust*-Zyklen bei Vermögenspreisen ergeben können, zu untersuchen –, 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. Ähnlich dem Vorgehen der Deutschen Bundesbank muss die Entwicklung an den Aktien- und Immobilienmärkten sorgfältig im Hinblick auf die Auswirkungen auf die Konsumausgaben der privaten Haushalte sowie die Investitionen der Unternehmen und damit mittel- bis langfristig auf die Stabilität der Verbraucherpreise beobachtet und mit der Analyse monetärer Indikatoren, insbesondere der Kreditvergabe und des Geldmengenwachstums, kombiniert werden.<sup>41</sup> Die jüngste Finanzkrise hat verdeutlicht, dass Preisentwicklungen auf dem Aktien- und Immobilienmarkt drastische Auswirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Stabilität haben können.

### Literatur

*Altissimo, F./Georgiou, E./Sastre, T./Valderrama, M. T./Sterne, G./Stocker, M./Weth, M./Whelan, K./Willman, A.* (2005): Wealth and Asset Price Effects on Economic Activity, in: European Central Bank Occasional Paper Series, No. 29. – *Bandholz, H./Hülsewig, O./Illing, G./Wollmershäuser, T.* (2006): Gesamtwirtschaftliche Folgen von Vermögenspreisblasen im internationalen Vergleich, in: Sinn (Hrsg.), ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung, Nr. 23. – *Bernanke, B. S./Gertler, M.* (1995): Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, in: *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9 (4), S. 27–48. – *Boone, L./Giorno, C./Richardson, P.* (1998): Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: Some Recent Evidence, in: OECD Economics Department Working Papers, Nr. 208. – *Brainard, W. C./Tobin, J.* (1968): Pitfalls in Financial Model Building, in: *The American Economic Review*, vol. 58 (2), S. 99–122. – *Case, K. E./Quigley, J. M./Shiller, R. J.* (2004): Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market, in: *Advances in Macroeconomics*, vol. 5 (1), S. 1–32. – *Deutsche Bundesbank* (2003): Gesamtwirtschaftliche Aspekte der Aktienkursentwicklung, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, März, S. 29–41. – *Deutsche Bundesbank* (2007): Der private Konsum seit der Wiedervereinigung, in: Monatsbericht der Deutschen Bundesbank, September, S. 41–56. – *EZB* (2002): The Stock Market and Monetary Policy, in: *Monthly Bulletin of the European Central Bank*, February, S. 39–52. – *EZB* (2005): Asset Price Bubbles and Monetary Policy, in: *Monthly Bulletin of the European Central Bank*, April, S. 47–60. – *EZB* (2009): Re-

<sup>40</sup> *EZB* (2005), S. 67; *EZB* (2010), S. 71.

<sup>41</sup> *Deutsche Bundesbank* (2003), S. 41.

cent Housing Market Developments in the Euro-Area, in: Monthly Bulletin of the European Central Bank, June, S. 64–66. – *EZB* (2010): Asset Price Bubbles and Monetary Policy Revisited, in: Monthly Bulletin of the European Central Bank, November, S. 71–83. – *Friedman, M.* (1957): A Theory of the Consumption Function, Princeton. – *Girouard, N./Blöndal, S.* (2001): House Prices and Economic Activity, in: OECD Economics Department Working Papers, No. 279. – *Hansen, P./Johansen, S.* (1998): Workbook on Cointegration, Oxford. – *Illing, G./Klüh, U.* (2005): Vermögenspreise und Konsum: Neue Erkenntnisse, amerikanische Erfahrungen und europäische Herausforderungen, in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, Heft 1, S. 1–22. – *Johansen, S.* (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors, in: Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 12, S. 231–254. – *Kauffmann, A./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. – *Kauffmann, A./Nastansky, A.* (2007): Unterjährige Immobilienindex-Zeitreihen für Deutschland, in: Zeitschrift für Immobilienökonomie, Nr. 2, S. 55–74. – *Lettau, M./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./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. – *Mishkin, F. S.* (2001): The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in the Monetary Policy, in: NBER Working Paper Series, No. 8617. – *Mishkin, F. S.* (2009): The Economics of Money, Banking and Financial Markets, New York. – *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. – *Morck, R./Shleifer, A./Vishny, R. W.* (1990): The Stock Market and Investment: Is the Market a Sideshow?, in: Brookings Papers on Economic Activity, vol. 2, S. 157–215. – *Nastansky, A.* (2008): Realwirtschaftliche Folgen von Vermögenspreisschwankungen – Eine Kointegrationsanalyse für die Bundesrepublik Deutschland, Köln. – *Nastansky, A./Strohe, H. G.* (2010): Die internationale Finanz- und Bankenkrise und ihre wesentlichen Ursachen, in: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 1, S. 23–29. – *Pesaran, B./Pesaran, M. H.* (2009): Time Series Econometrics using Microfit 5.0, Oxford. – *Sousa, R. M.* (2009): Wealth Effects on Consumption. Evidence from the Euro Area, in: European Central Bank Working Paper Series, No. 1050. – *Stock, J. H./Watson, M. W.* (1993): A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, in: Econometrica, vol. 61 (4), S. 783–820.

## **Zusammenfassung**

### **Der Einfluss der Aktienkurse und Immobilienpreise auf den Konsum und die Investitionen in Deutschland**

Die realwirtschaftlichen Folgen von Vermögenspreisschwankungen sind in den letzten Jahren stärker in den Fokus der Zentralbanken gerückt. Veränderungen im Wert des Vermögens – hervorgerufen durch steigende oder fallende Vermögenspreise – beeinflussen das Konsumverhalten der privaten Haushalte und die Investitionstätigkeit der Unternehmen. Der vorliegende Beitrag behandelt theoretisch wie empirisch die makroökonomischen Effekte von Aktienkursschwankungen und Immobilienpreisbewegungen. Das statistische Konzept der Kointegration sowie das Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM) werden dargelegt und auf die gesamtdeutschen Zeitreihen nach der Wiedervereinigung angewendet. Aus der empirischen Analyse werden Implikationen für die Geldpolitik der Europäischen Zentralbank (EZB) herausgearbeitet. (JEL C32, E21, E22, E58)

## **Summary**

### **The Influence of Stock Prices and Real Asset Prices on Consumption and Investment in Germany**

In recent years, the Central Banks have increasingly focused their attention on the real economic consequences of real asset price fluctuations. Changes in value of financial assets caused by rising and falling asset prices influence the consumption behavior of households and the investment activities of enterprises. The present article discusses the macroeconomic effects of stock price fluctuations and home ownership price movements both in theoretical and in empirical terms. It describes the statistical concept of co-integration as well as the Vector Error Correction Model (VECM) and their application to time series of post-reunification Germany. The empirical analysis serves as basis from which to derive implications for the monetary policy of the European Central Bank (ECB).

