

**Mannheimer Manuskripte zu Risikotheorie,  
Portfolio Management und Versicherungswirtschaft**

**Nr. 149**

**Random Walk oder Mean Reversion?  
Eine statistische Analyse auf fundamentaler Basis  
für den deutschen Aktienmarkt**

von

Peter Albrecht und Cemil Kantar

Mannheim 09/2003

**Random Walk oder Mean Reversion?**  
**Eine statistische Analyse auf fundamentaler Basis**  
**für den deutschen Aktienmarkt**

Prof. Dr. Peter Albrecht/Dipl.-Kfm. Cemil Kantar

Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, Risikotheorie,  
Portfolio Management und Versicherungswirtschaft  
Universität Mannheim

## **Inhaltsverzeichnis**

- 1. Einführung**
- 2. Modellbildung**
- 3. Die Entwicklung des DAX-KGV: Explorative Datenanalyse**
- 4. Spezifikation und Analyse der Basis-Regressionsgleichung**
- 5. Einheitswurzeltests**
- 6. KPSS-Test auf Stationarität**
- 7. Anwendung: Eine DAX-Projektion**
- 8. Zusammenfassung**

## 1. Einführung

Der klassische wahrscheinlichkeitstheoretisch-statistische Ansatz zur Modellierung von Aktienkursen ist der (multiplikative) Random Walk.<sup>1</sup> Bei Gültigkeit der Random Walk-These sind die sukzessiven Periodenrenditen nicht korreliert, die weitere Kursbewegung ist „rein zufällig“.

*Fama/French* (1988), *Lo/MacKinlay* (1988) sowie *Poterba/Summers* (1988) waren die ersten Beiträge, in denen Hinweise dokumentiert wurden, dass zwar über kurze und mittlere Frist die Random Walk-Hypothese für die Modellierung von Kursentwicklungen auf Aktienmärkten angemessen ist, über lange Zeithorizonte jedoch Mean Reversion-Effekte in Aktienkurszeitreihen existieren. Mean Reversion charakterisiert dabei die Tendenz von Wertentwicklungen, nach einer zeitlich begrenzten Abweichung vom Mittelwert, langfristig wieder zu diesem zurückzukehren. Damit werden Aktienkurse zumindest langfristig und bis zu einem gewissen Grad prognostizierbar.

Die Ergebnisse dieser frühen Arbeiten wurden in jüngerer Zeit erhärtet durch die Beiträge von *Balvers/Wu/Gilliland* (2000), *Campbell/Viceira* (1999, 2002) sowie für den deutschen Aktienmarkt aktuell von *Eberts* (2003).

Das Ziel der vorliegenden Ausarbeitung ist es nun, weitere Erkenntnisse über die Existenz von Mean Reversion-Effekten auf dem Deutschen Aktienmarkt, repräsentiert durch den Aktienindex DAX, zu gewinnen. Im Unterschied zu der bisherigen Vorgehensweise, bei der die Analysen auf der reinen Kurs- bzw. Renditeebene durchgeführt wurden, steht in der vorliegenden Ausarbeitung jedoch eine Fundamentalanalyse auf der Basis der Entwicklung des Kurs/Gewinn-Verhältnisses im Vordergrund. Eine Analyse auf der KGV-Ebene ist aus unserer Sicht zu präferieren, denn die Kursbildung auf Aktienmärkten ist notwendigerweise in einem ökonomischen Kontext zu sehen. Sie ist das Ergebnis einer ökonomischen Bewertung und wird zentral beeinflusst durch die Gewinnentwicklung der jeweils betrachteten Unternehmen. Die so gewählte Vorgehensweise knüpft an die Ergebnisse in *Albrecht* (2001), der auf der Basis einer fundamentalen Analyse für den Deutschen Aktienmarkt zu dem Schluss kam, dass die Random Walk-Hypothese über längere Zeiträume nicht aufrechterhalten werden kann. Eine entsprechende Untermauerung dieser Erkenntnis auf statistisch-

---

<sup>1</sup> Vgl. hierzu etwa *Albrecht/Maurer* (2002, §§ 4.2.2, 4.3.3) sowie *Campbell/Lo/MacKinlay* (1997, § 2.1).

ökonomischer Basis stand bisher jedoch noch aus und soll nun im Rahmen der vorliegenden Arbeit in Angriff genommen werden.

## 2. Modellbildung

Bezeichnet man mit  $V_t$  die (diskrete) zeitliche Entwicklung der interessierenden Variablen, gemessen zu den Zeitpunkten  $t = 0, 1, 2, \dots$ , so besitzt das Grundmodell<sup>2</sup> eines (arithmetischen) Random Walks mit Drift die Charakterisierung ( $t = 1, 2, 3, \dots$ )

$$\Delta V_t := V_t - V_{t-1} = m + Z_t \quad , \quad (1a)$$

wobei weiterhin gilt:

$$E(Z_t) = 0, \quad \text{Var}(Z_t) = \mathbf{s}^2, \quad \text{Cov}(Z_t, Z_{t-1}) = 0 \quad . \quad (1b)$$

Die absoluten Wertveränderungen<sup>3</sup> (Zuwächse) über eine Periode (Monat, Jahr) lassen sich somit durch eine zeitlich konstante Komponente, quantifiziert durch den sog. Driftparameter  $m$ , beschreiben, die durch einen Zufallsprozess  $\{Z_t\}$  überlagert wird. Die Forderung (1b) besagt, dass diese zufälligen Überlagerungen einen sog. *White Noise-Prozess* darstellen. Die Zufallsgrößen  $Z_t$  ( $t \geq 1$ ) sind unkorreliert und identisch verteilt mit einem Erwartungswert von null und einer in der Zeit konstanten Varianz. Insbesondere sind damit auch die Wertveränderungen (Renditen<sup>4</sup>)  $\Delta V_t = V_t - V_{t-1}$  des Prozesses für aufeinanderfolgende Perioden nicht korreliert. Vergangene und zukünftige Wertveränderungen besitzen somit keine systematischen (linearen) Abhängigkeiten. Die üblichen linearen Prognosetechniken auf der Basis von Vergangenheitswerten sind somit nicht geeignet für Random Walks.

---

<sup>2</sup> Vgl. hierzu etwa *Albrecht/Maurer* (2002, S. 140 ff.).

<sup>3</sup> Bei der Anwendung dieser Modellbildung auf Aktienkurse entspricht dabei  $V_t$  standardmäßig den *logarithmierten* Aktienkursen bzw.  $\Delta V_t$  der zeitstetigen Periodenrendite. Äquivalent hierzu ist das Modell eines multiplikativen Random Walks, vgl. etwa *Albrecht/Maurer* (2002, S. 141).

<sup>4</sup> Im vorliegenden Fall ist dies eine absolute Rendite im Sinne eines absoluten Wertzuwachses, gleiches gilt aber für die relative Variante  $(V_t - V_{t-1}) / V_{t-1}$ . Beim üblichen Übergang zu logarithmierten Kursen entspricht  $\Delta V_t$  der zeitstetigen Rendite  $\ln(V_t / V_{t-1})$ .

In expliziter Form besitzt der Random Walk die Darstellung

$$V_t = v_0 + mt + Z_1 + \dots + Z_t \quad . \quad (2)$$

Die zufällige Abweichung von dem Grunde nach linearen Trend entsteht somit im Zeitablauf durch eine Akkumulation der einzelnen Fehler (Schocks). Diese mögliche ‘‘Aufschaukelung‘‘ der Fehler führt dazu, dass die Abweichungen vom zugrunde liegenden Trend dem Grunde nach ‘‘beliebig groß‘‘ werden können.<sup>5</sup> Insofern ist die erwartete Entwicklung  $E(V_t) = v_0 + mt$  keine zuverlässige Prognose für die sich künftig realisierende Entwicklung. Das Random Walk-Modell beinhaltet daher im Kern eine **Nicht-Prognostizierbarkeit der künftigen Wertveränderungen**.

*Shiller/Perron* (1985, S. 381) charakterisieren diese Random Walk-Eigenschaft folgendermaßen:

*„In the finance context, the random walk null hypothesis means that price  $p_t$  can never be described as ‘‘too high‘‘ (i.e., that it can be expected to fall in the future) or ‘‘too low‘‘ (i.e., that it can be expected to rise in the future).’’*

In alternativer Form wird dies ausgedrückt<sup>6</sup> durch die Angabe der besten (im Sinne des mittleren quadratischen Fehlers) Prognose. Es gilt beim Random Walk

$$E(V_{t+s} | V_t, V_{t-1}, \dots, V_0) = v_0 + m(t+s) + \sum_{i=1}^t Z_i \quad . \quad (3)$$

Jeder vergangene Schock hat damit Auswirkungen auf alle zukünftigen Werte. Aufgrund dieser Eigenschaft der Fehlerakkumulation bezeichnet man den Random Walk auch als *integrierten Prozess*.<sup>7</sup> Dies unterscheidet den Random Walk von einem *trendstationären Prozess* der Form<sup>8</sup>

$$V_t = v_0 + mt + Z_t \quad . \quad (4)$$

Hier findet keine Akkumulation der zeitlichen Fehler (Schocks) statt. Die Form der zufälligen Überlagerungen der Gesamtentwicklung  $V_t$  des Prozesses ist beim trendstationären Prozess

<sup>5</sup> Und zwar in systematischer Hinsicht, nicht nur im Hinblick auf die Stochastik.

<sup>6</sup> Vgl. hierzu *Franke et al.* (2001, S. 171).

<sup>7</sup> Vgl. ebenda.

<sup>8</sup> Vgl. hierzu etwa *Franke et al.* (2001, S. 170).

(3) *stationär* (in den Parametern wie Erwartungswert und Varianz), da hier nur  $Z_t$  eine Rolle spielt, hingegen beim Random Walk *nicht stationär*, hier hat diese Überlagerung die Form  $Z_1 + \dots + Z_t$ , d.h. ist insbesondere instationär (in den Parametern). Durch Differenzbildung, d.h. durch den Übergang zu den Zuwächsen gemäß (1a) wird der Random Walk allerdings stationär. Man bezeichnet den Random Walk daher auch als *differenzenstationären* Prozess bzw. als *integriert von der Ordnung 1*.

Kommen wir damit zu möglichen Alternativen der Random Walk-Hypothese mit dem Ziel der Modellierung von Mean Reversion-Effekten. Das Basismodell sind hier die autoregressiven Prozesse der Ordnung 1, kurz AR(1)-Prozesse.

Die Wertentwicklung eines AR(1)-Prozesses besitzt dabei die folgende Charakterisierung<sup>9</sup> ( $t = 1, 2, 3, \dots$  ;  $|a| < 1$ ):

$$V_t - m = a(V_{t-1} - m) + Z_t \quad , \quad (5)$$

wobei der Überlagerungsprozess  $Z_t$  wiederum den Anforderungen gemäß (1b) genügt. Unter der Bedingung  $|a| < 1$  ist der AR(1)-Prozess ein stationärer Prozess.

Die Bedingungsgleichung (5) für den AR(1)-Prozess impliziert, dass der Parameter  $m$  das langfristige Mittel des Prozesses darstellt und der Wertverlauf dieses Prozesses bei temporären Abweichungen auf dieses Langfristmittel hingezogen wird. Je größer der Parameter  $a$ , desto stärker ist die Elastizität, mit der der Prozess zum Langfristmittel hingezogen wird. Für den Erwartungswert des Prozesses gilt:

$$E(V_t) = m + a^t (v_0 - m) \quad . \quad (6a)$$

In der Anwendung geht man dabei davon aus, dass der beobachtete Prozess schon “lange läuft“ bzw. eingeschwungen ist und damit wegen  $\lim_{t \rightarrow \infty} a^t = 0$  für  $|a| < 1$  approximativ die Beziehung

---

<sup>9</sup> Vgl. etwa *Buscher* (2002, S. 204 f.) oder *Gujarati* (1995, S. 736 f.).

$$E(V_t) = m \quad (6b)$$

gerechtfertigt ist.<sup>10</sup> Der Parameter  $a$  ist zudem identisch mit dem Autokorrelationskoeffizienten 1. Ordnung des AR(1)-Prozesses, d.h.

$$\mathbf{r}(V_{t+1}, V_t) = a \quad . \quad (7a)$$

Ferner gilt für die Autokorrelation höherer Ordnung

$$\mathbf{r}(V_{t+s}, V_t) = a^s \quad . \quad (7b)$$

Äquivalent zur Darstellung (5) ist die folgende Charakterisierung eines AR(1)-Prozesses, die ebenfalls häufig in der Literatur zu finden ist<sup>11</sup>:

$$V_t = c + aV_{t-1} + Z_t \quad . \quad (8)$$

Dies erkennt man, wenn man (5) explizit nach  $V_t$  auflöst und dann  $c = m(1 - a)$  setzt. Die Charakterisierung (8) zeigt im Vergleich mit der Darstellung 1, dass der Random Walk ein Grenzfall des AR(1)-Prozesses für  $a \rightarrow 1$  ist. Tests der Hypothese  $H_0 : a = 1$  gegen  $H_1 : a < 1$ , sog. Einheitswurzel- oder Unit Root-Tests, bilden entsprechend ein zentrales Instrumentarium zur Überprüfung der Kernfrage ‘‘Random Walk oder Mean Reversion?’’ der vorliegenden Ausarbeitung. Zugleich wird deutlich, dass die Charakterisierung (8) als Regressionsgleichung mit der erklärten Variablen  $V_t$  sowie der erklärenden Variablen  $V_{t-1}$  interpretiert werden kann. Die Durchführung der entsprechenden Regression führt zu einer Bestimmung der Parameter  $c$  bzw.  $a$  und dient als Ausgangspunkt vieler Einheitswurzeltests.

Die Existenz des Langfristmittels  $m$ , zu dem der AR(1)-Prozess ‘‘hingezogen‘’ wird, beinhaltet zugleich den zentralen Unterschied zum Random Walk, bei dem es – wie bereits ausgeführt –

---

<sup>10</sup> Vgl. etwa *Buscher* (2002, S. 204).

<sup>11</sup> Vgl. etwa *Franke et al.* (2001, S. 146 f.) oder *Hamilton* (1994, S. 48).

(systematisch) zu beliebig großen Abweichungen vom zugrunde liegenden Trend kommen kann. In Termen der besten Prognose (im Sinne des mittleren quadratischen Fehlers) gilt<sup>12, 13</sup>:

$$E(V_{t+s} | V_t, V_{t-1}, \dots, V_0) = m + a^s (V_t - m) \quad . \quad (9)$$

Der Einfluss der momentanen Abweichung  $V_t - m$  des aktuellen Prozesswertes vom Langfristmittel nimmt somit mit geometrischer Rate ab, und insgesamt nähert sich die (beste) Prognose immer mehr dem Langfristmittel an.

Prozesse mit einer allgemeineren autoregressiven Struktur sind die autoregressiven Prozesse  $p$ -ter Ordnung, kurz AR( $p$ )-Prozesse. Diese genügen der folgenden Charakterisierung:

$$V_t = c + a_1 V_{t-1} + \dots + a_p V_{t-p} + Z_t \quad . \quad (10)$$

Im Spezialfall  $p = 1$  ergibt sich der AR(1)-Prozess.

In der praktischen Anwendung ergibt sich daher die Frage, bis zu welchem Lag  $p$  Vergangenheitswerte noch auf den gegenwärtigen Wert  $V_t$  einwirken. Diese Frage werden wir bei der Datenanalyse jeweils mit untersuchen.

Schließlich wird in der Literatur<sup>14</sup> als Alternative zum Random Walk von Aktienkursen noch die Überlagerung eines Random Walks mit einem (“slowly mean reverting“) AR(1)-Prozess betrachtet, um zu modellieren, dass auf kurze und mittlere Sicht ein Random Walk vorliegt, auf lange Sicht jedoch ein Mean Reversion-Effekt wirkt. Diesen Ansatz werden wir in dieser Arbeit nicht verfolgen, da es sich erweisen wird, dass für die statistische Analyse der Entwicklung des Kurs/Gewinn-Verhältnisses bereits die AR(1)-Variante valide ist.

---

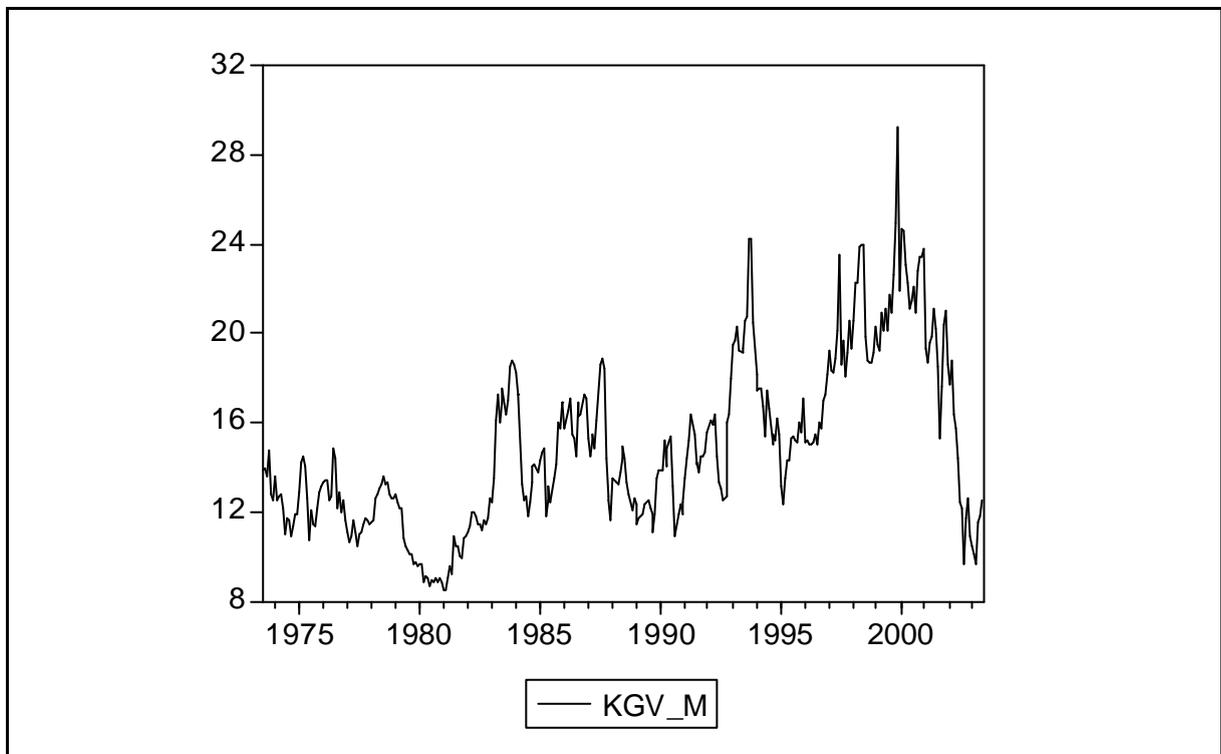
<sup>12</sup> Vgl. etwa *Hamilton* (1994, S. 80).

<sup>13</sup> Die Prognosegleichung (9) ist dabei ein Spezialfall der Wiener-Kolmogorov Prognose, vgl. ebenda.

<sup>14</sup> Vgl. etwa *Fama/French* (1988), *Lo/MacKinlay* (1988) sowie für den deutschen Markt *Löffler* (2000).

### 3. Die Entwicklung des DAX-KGV: Explorative Datenanalyse

Ausgangspunkt unserer Analyse ist die in der (kommerziellen) Datenbank Datastream enthaltene Zeitreihe der Kurs/Gewinn-Verhältnisse des DAX auf Monatsbasis. Um sowohl zu einem aktuellen als auch repräsentativen Sample zu kommen, legen wir den weiteren Analysen ausgehend von dem aktuellst verfügbaren KGV-Wert des Monats 06/2003 eine 30-jährige Historie zugrunde, d.h. die analysierte Datenreihe besteht aus den KGV-Werten von 07/1973 – 06/2003. Dies sind insgesamt 360 Werte. Sämtliche statistische Auswertungen dieses und der weiteren Abschnitte wurden mit dem Ökonometrieprogramm EViews 4.1 durchgeführt. Abbildung 1 zeigt zunächst die Entwicklung dieser Zeitreihe in einer graphischen Darstellung:



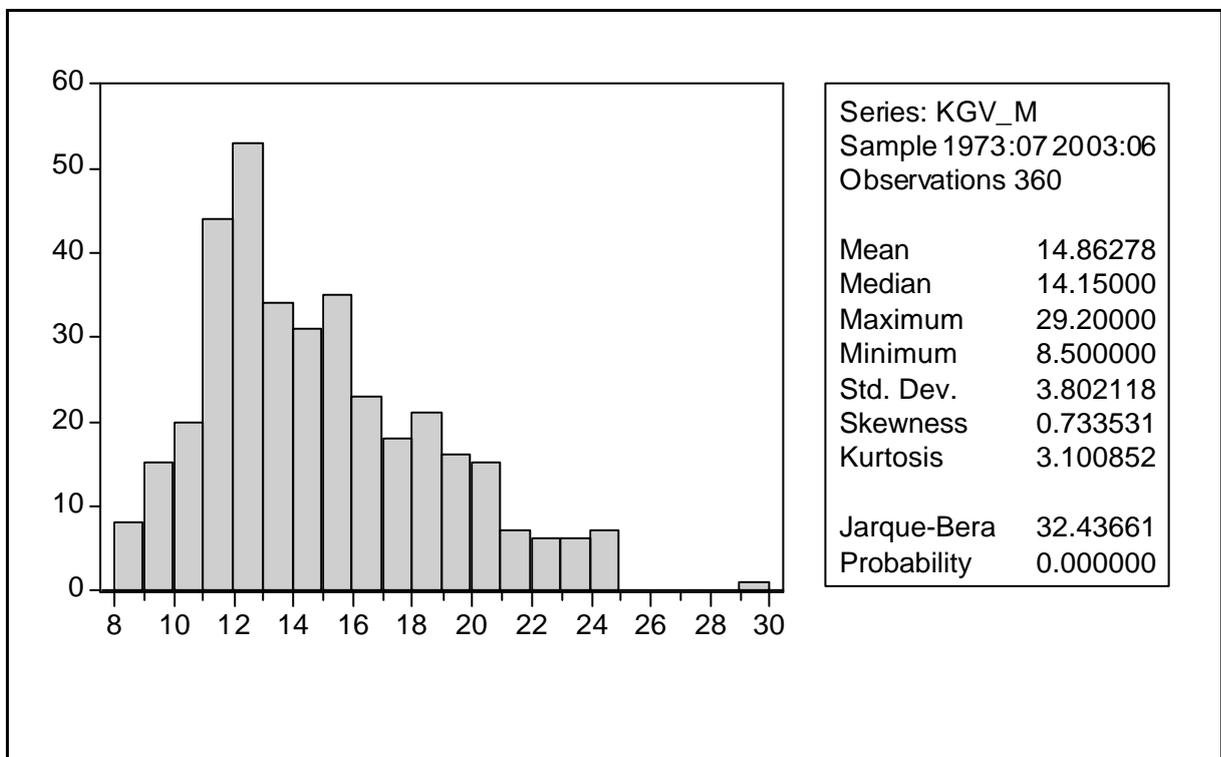
**Abb. 1:** Entwicklung des DAX-KGV von 07/73 – 06/03 auf monatlicher Basis (Quelle: Datastream)

Wie die graphische Darstellung deutlich macht, bewegt sich das KGV auf Monatsbasis weit überwiegend in einer Range von 10 – 20. Werden diese Werte unter- oder überschritten, wird früher oder später eine Gegenreaktion ausgelöst, die die KGV-Werte zurück in diese Range treibt. Langfristige Unterschreitungen eines KGV-Wertes von 10 können ebenso wie längere Überschreitungen der Marke von 20 als *Marktüberreibungen* gewertet werden. Kurzfristige Unterschreitungen der Marke von 10 sind in den Monaten 10/81, 09/01 und 03/03 zu konsta-

tieren, eine längere Unterschreitungsphase ist von 10/79 bis 05/81 zu verzeichnen. Der realisierte Tiefstwert ist 8.50 (dies geschah in den Monaten 01/81 und 02/81). Eher kurzfristige Überschreitungen der 20er Marke sind zu konstatieren in den Monaten 04/93, 08/93 – 12/93, 06/97 + 07/97, 12/97, 02/98 – 07/98, 01/99, 06/01 + 07/01 sowie 11/01 + 12/01. Nur in der letzten Boomphase der Aktienmärkte ist eine länger anhaltende Überschreitung der Marke von 20 zu verzeichnen, konkret war dies die Periode 04/99 – 01/01. Der realisierte Maximalwert war dabei 29.20.

Schon eine erste Inspektion der empirischen Datenlage spricht damit durchaus für die Mean Reversion-These, denn es offenbart sich ein typisches Rückkehrverhalten in die KGV-Zone 10 – 20. Eine beliebige KGV-Steigerung bzw. beliebige KGV-Verminderung, wie sie bei einem Random Walk möglich wäre, ist nicht zu verzeichnen.

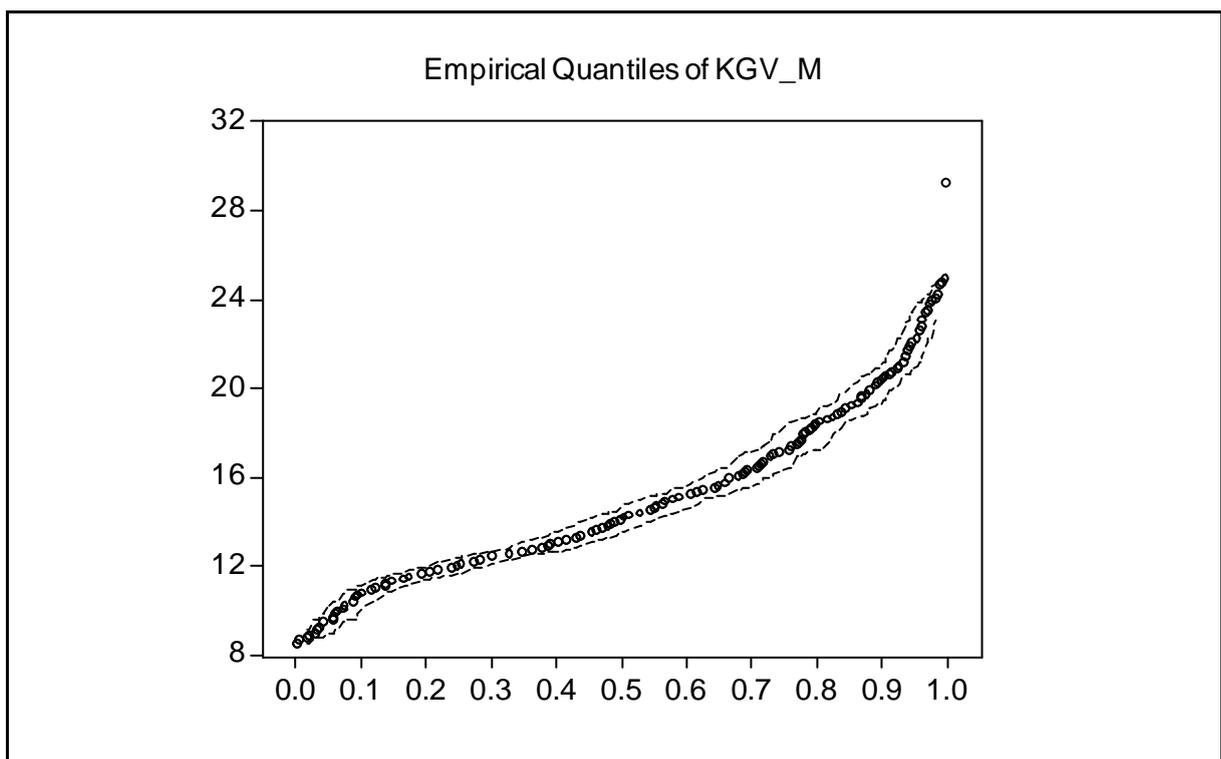
Abbildung 2 enthält die Häufigkeitsverteilung der KGV-Werte auf Monatsbasis, dargestellt in einem Balkendiagramm.



**Abb. 2:** Balkendiagramm der Häufigkeit der DAX-KGV-Werte auf Monatsbasis

Das Balkendiagramm und die damit verbundene Auswertung in EViews offenbaren einen mittleren KGV-Wert auf Monatsbasis in Höhe von 14.86 sowie einen Median von 14.15. Das optische Erscheinungsbild und die Höhe der Schiefe deuten darauf hin, dass keine Normalverteilung vorliegt, sondern eine rechtsschiefe Verteilung. Formal wird dies bestätigt durch den Jarque-Bera Test<sup>15</sup> auf Vorliegen einer Normalverteilung. Der  $p$ -Wert, d.h. die Wahrscheinlichkeit für die Richtigkeit der Nullhypothese (hier: Normalverteilung) ist null.

Das Balkendiagramm zeigt aber auch, dass eine Ausreißersituation in den Daten vorhanden ist. Der KGV-Wert von 29.20 im Monat 12/99 liegt um 4.30 Einheiten über dem zweitgrößten<sup>16</sup> KGV-Wert von 24.90 im Monat 11/99. Diese Einschätzung wird bestätigt, wenn man die empirischen Quantile zusammen mit den entsprechenden Standardfehlern betrachtet. Dies ist in Abbildung 3 festgehalten.

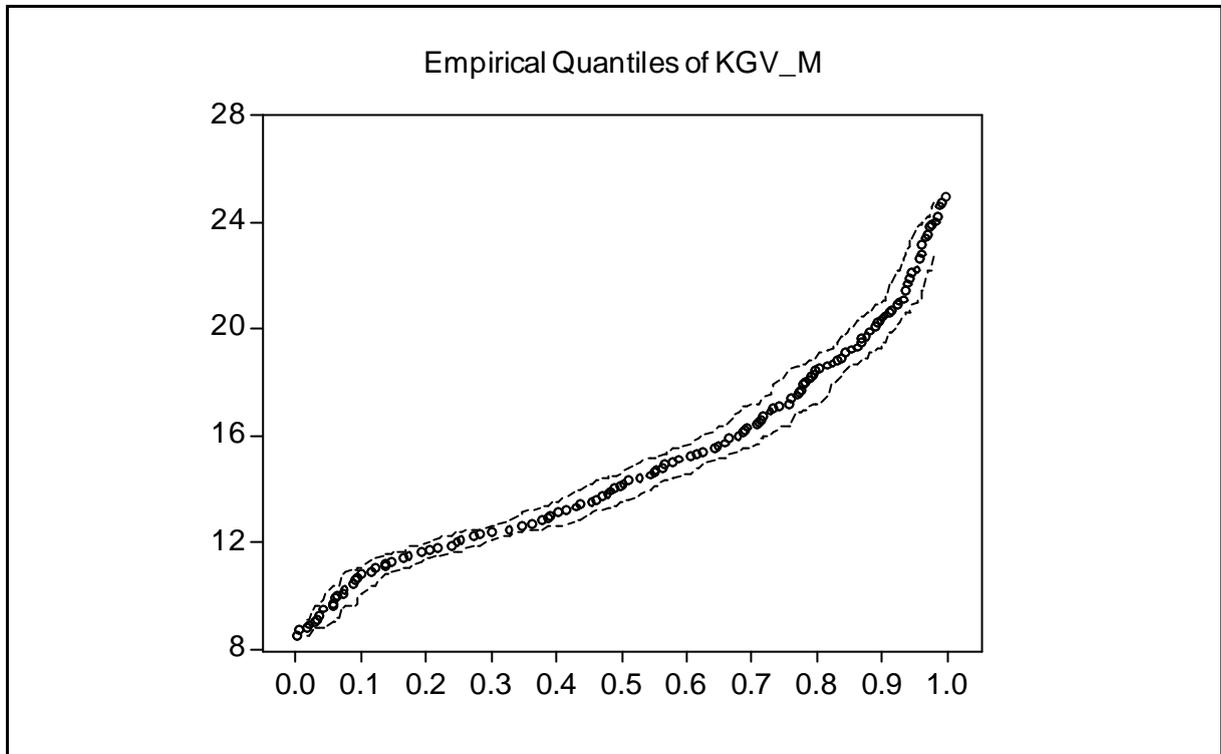


**Abb. 3:** Empirische Quantile (inklusive Standardfehler) der DAX-KGV-Reihe 07/73 – 06/03

<sup>15</sup> Vgl. etwa *Albrecht/Maurer* (2002, S. 116) oder *Poddig et al.* (2000, S. 318 ff.).

<sup>16</sup> Der Wert 24.9 selbst kann nicht auch als Ausreißer angesehen werden, da auch KGV-Werte von 24, 24.6 und 24.7 in der Datenreihe enthalten sind.

Aufgrund dieser Datensituation ist es angezeigt, den Ausreißer des Monats 12/99 zu bereinigen. Wir tun dies im Wege der Stutzung (truncation), indem wir den KGV-Wert des Monats 12/99 auf den zweitgrößten Wert der KGV-Reihe, d.h. 24.9, reduzieren. Abbildung 4 hält die nunmehr resultierenden empirischen Quantile fest. Die Ausreißersituation ist bereinigt.



**Abb. 4:** Empirische Quantile (inklusive Standardfehler) der DAX-KGV-Reihe 07/73 – 06/03 nach Ausreißerbereinigung

Die nachfolgende Tabelle enthält – nunmehr für die bereinigte KGV-Reihe – die Angaben über Mittelwert sowie ausgewählte Quantile.<sup>17</sup>

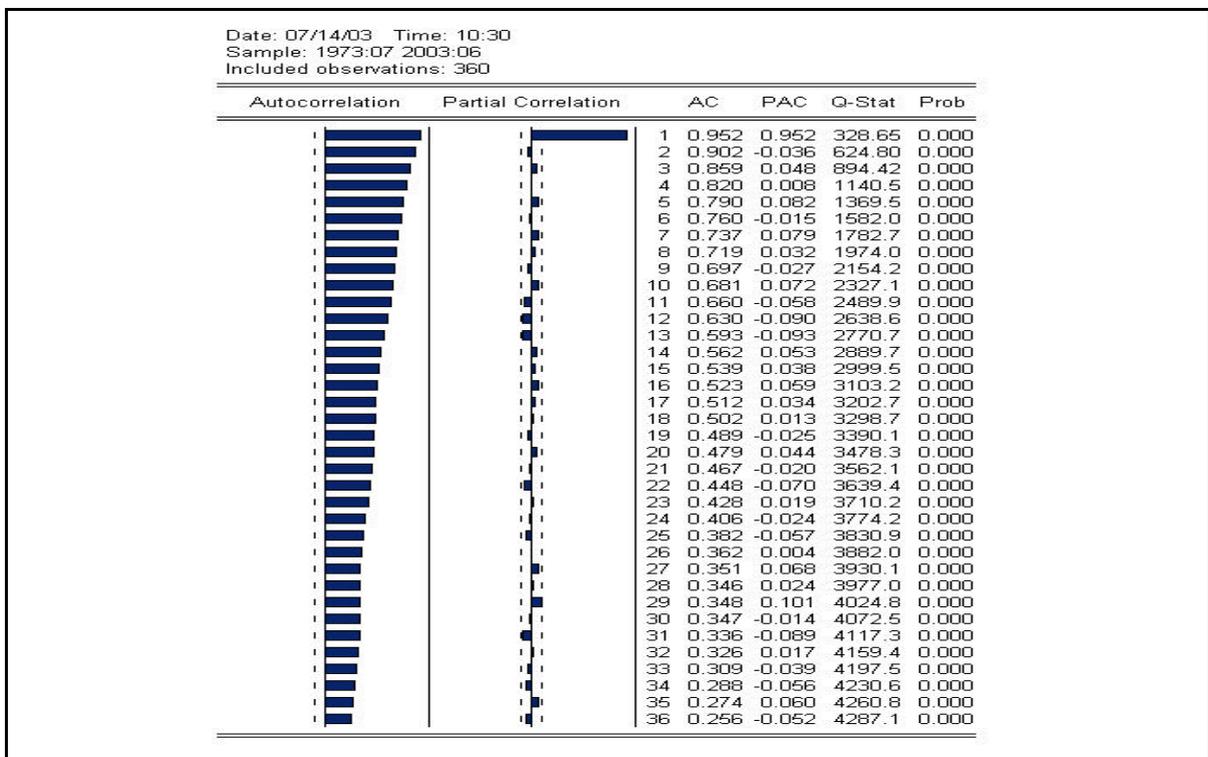
Mittelwert	14.85
Median	14.15
99%-Quantil	24.36
95%-Quantil	22.20
90%-Quantil	20.31
10%-Quantil	10.80
5%-Quantil	9.60
1%-Quantil	8.80

**Tab. 1:** Mittelwert und Quantile der bereinigten DAX-KGV-Reihe 07/73 – 06/03

<sup>17</sup> Zu den Quantilen einer Verteilung vgl. allgemein etwa *Albrecht/Maurer* (2002, S. 112 ff.).

Nimmt man das 10%-Quantil<sup>18</sup> bzw. das 90%-Quantil<sup>19</sup> als Maßstab für eine “normale“ KGV-Range, so deckt sich dies weitgehend mit der bereits gegebenen visuellen Einschätzung, dass dies die Zone zwischen 10 und 20 ist. Bei Verwendung des 5%- bzw. 95%-Quantils als Maßstab für eine normale KGV-Range wird diese Zone noch etwas ausgedehnt.

Kommen wir damit zu weitergehenden Elementen einer explorativen Datenanalyse, der Analyse des Korrelogramms. Das Korrelogramm enthält die Autokorrelationen<sup>20</sup> des Prozesses, d.h. die Korrelationen zwischen den zeitlich versetzten Gliedern der Zeitreihe. Abbildung 5 enthält das in EViews 4.1 erstellte Korrelogramm.



**Abb. 5:** Korrelogramm der bereinigten DAX-KGV-Zeitreihe 07/73 – 06/03

Hinsichtlich des Verlaufs der Autokorrelationen in Abhängigkeit von der zeitlichen Ordnung zeigt sich das typische<sup>21</sup> monoton abklingende Verhalten eines AR(1)-Prozesses mit einem positiven Parameter  $a$ . Die Autokorrelationen sind dabei signifikant, wie aus den Werten des

<sup>18</sup> Derjenige KGV-Wert, der nur in 10% der Fälle unterschritten wird.

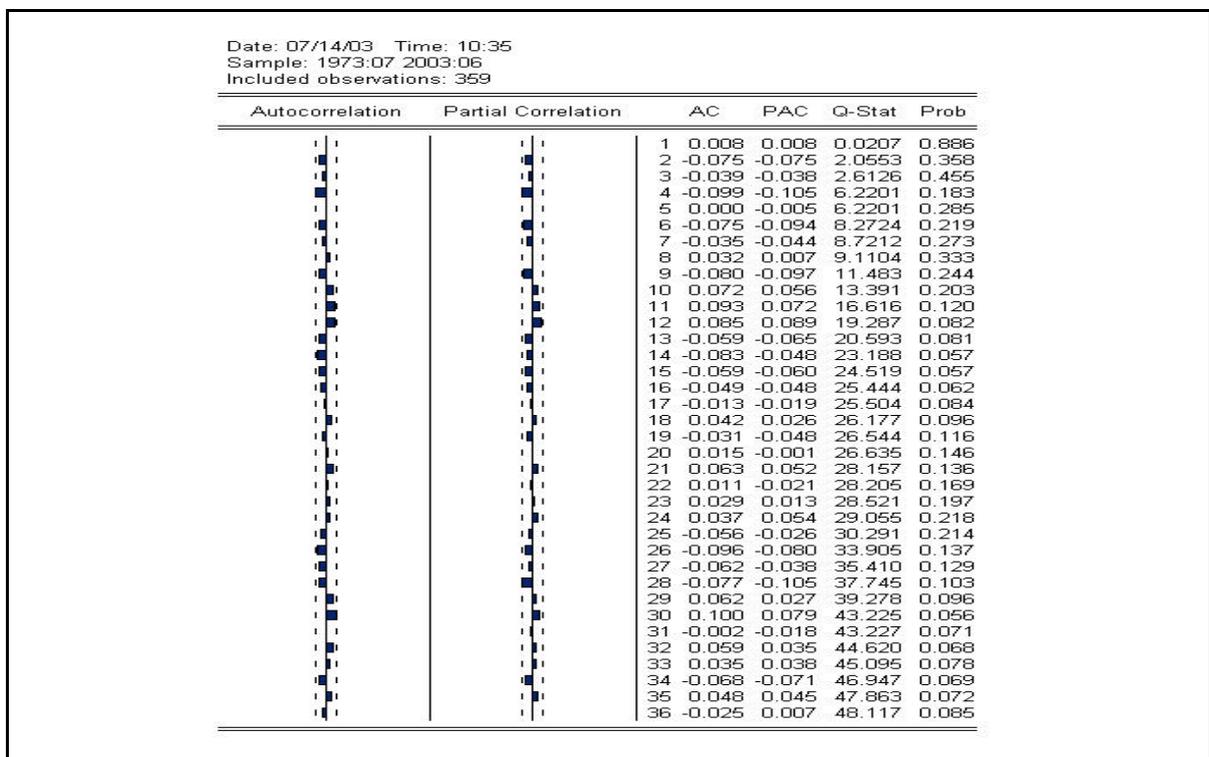
<sup>19</sup> Derjenige KGV-Wert, der nur in 10% der Fälle überschritten wird.

<sup>20</sup> Zur Autokorrelationsfunktion vgl. etwa *Buscher* (2002, S. 146 f.).

<sup>21</sup> Vgl. hierzu etwa die Illustration in *Buscher* (2002, S. 156) oder *Hamilton* (1994, S. 50).

*Ljung/Box*-Tests<sup>22</sup> (Q-Statistik, Portmanteau-Test) ersichtlich. Die entsprechenden  $p$ -Werte, d.h. Wahrscheinlichkeiten für eine Ablehnung der Nullhypothese (hier: signifikante Autokorrelationen für alle Ordnungen bis 36) sind sämtlich null. Auch die Tatsache, dass nur die partielle Autokorrelation<sup>23</sup> erster Ordnung signifikant ist, deutet klar auf einen AR(1)-Prozess hin.

Kommen wir nun zum Korrelogramm der ersten Differenzen der KGV-Reihe, d.h. dem Korrelogramm des Prozesses  $\{V_t - V_{t-1}\}$ . Abbildung 6 enthält die entsprechenden Werte.



**Abb. 6:** Korrelogramm der ersten Differenzen der KGV-Zeitreihe 07/73 – 06/03

Es zeigt sich, dass die *einzelnen* Autokorrelationen zwar nicht signifikant (unter dem von E-Views verwendeten Standard-Signifikanzniveau von 5%) sind. Zieht man aber die bestehenden Korrelationen in ihrer Gesamtheit in Betracht, so liegt eine Signifikanz vor. Dies offen-

<sup>22</sup> Zum *Ljung/Box*-Test vgl. etwa *Buscher* (2002, S. 150 f.) oder *Campbell et al.* (1997, S. 47).

<sup>23</sup> Zur partiellen Autokorrelationsfunktion vgl. etwa *Buscher* (2002, S. 152 ff.) oder *Hamilton* (1994, S. 111 ff.).

bart der *Ljung/Box*-Test (Q-Statistik). Die entsprechenden  $p$ -Werte zeigen, dass die Nullhypothese

$H_0$ : Alle Autokorrelationen bis einschließlich der Ordnung  $n$  sind null,

für alle Ordnungen bis  $n = 36$  sowohl zum 1%- als auch zum 5%-Signifikanzniveau abgelehnt wird. Nur zum 10%-Signifikanzniveau gibt es einzelne Ordnungen, die nicht zur Verwerfung der Nullhypothese führen. Nimmt man das 5%-Signifikanzniveau als standardmäßigen Maßstab, so spricht dieses Ergebnis eindeutig *gegen* das Vorliegen eines Random Walks, denn für diesen stellt die Zeitreihe der ersten Differenzen gemäß (1a) einen White Noise-Prozess dar. Dies beinhaltet, dass sämtliche Autokorrelationen gleich null sein müssen.

#### 4. Spezifikation und Analyse der Basis-Regressionsgleichung

Die Regressionsgleichung (8) ist die Basisgleichung zur Spezifikation eines AR(1)-Prozesses. Die Durchführung dieser Regression in EViews 4.1 führt zu den in Tabelle 2 enthaltenen Ergebnissen.

Dependent Variable: KGV_M				
Method: Least Squares				
Date: 07/14/03 Time: 10:49				
Sample(adjusted): 1973:08 2003:06				
Included observations: 359 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.701539	0.248089	2.827775	0.0050
KGV_M(-1)	0.952538	0.016187	58.84474	0.0000
R-squared	0.906537	Mean dependent var		14.85376
Adjusted R-squared	0.906275	S.D. dependent var		3.768353
S.E. of regression	1.153661	Akaike info criterion		3.129313
Sum squared resid	475.1434	Schwarz criterion		3.150947
Log likelihood	-559.7117	F-statistic		3462.703
Durbin-Watson stat	1.937526	Prob(F-statistic)		0.000000

**Tab. 2:** Spezifikation der AR(1)-Regressionsgleichung für die KGV-Reihe 07/73 – 06/03

Zunächst ergibt sich, dass die identifizierte Regressionsgleichung die Form

$$V_t = 0.701539 + 0.952538 \cdot V_{t-1} + Z_t \quad (11)$$

besitzt. Die Parameter  $c = 0.701539$  und  $a = 0.952538$  sind beide eindeutig signifikant. Der  $p$ -Wert gibt an, dass die Nullhypothese (hier: Parameterwerte ungleich null) selbst auf einem

Konfidenzniveau von 0.5% verworfen werden muss. Der  $R^2$ -Wert für die Güte der Anpassung liegt sowohl unmodifiziert als auch modifiziert über 90%, d.h. die Regression erklärt über 90% der empirischen Gesetzmäßigkeit. Auch die *Durbin/Watson*-Statistik<sup>24</sup> liegt sehr in der Nähe ihres Idealwertes von 2. Dies bedeutet, dass die Residuen nicht korreliert und die ausgewiesenen Schätzwerte somit valide sind. Auch die *F*-Statistik, die testet, ob die Regressionskoeffizienten simultan gleich null sind, führt zu einer Verwerfung dieser Annahme, der entsprechende *p*-Wert ist null. Zur Erklärung der Hypothese, dass die Residuen nicht autokorreliert – und damit die gewonnenen Schätzwerte valide – sind, führen wir nochmals zusätzlich den Lagrange Multiplier-Test von *Breusch/Godfrey*<sup>25</sup> auf Autokorrelation durch. Die entsprechend in EViews 4.1 gewonnenen Ergebnisse sind in Tabelle 3 enthalten. Erfasst werden dabei Autokorrelationen bis zur Ordnung 4.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	1.012637	Probability	0.400771	
Obs*R-squared	4.072662	Probability	0.396261	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID				
Method: Least Squares				
Date: 07/14/03 Time: 10:52				
Presample missing value lagged residuals set to zero.				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.206795	0.300560	-0.688032	0.4919
KGV_M(-1)	0.013873	0.019792	0.700937	0.4838
RESID(-1)	0.016510	0.056859	0.290359	0.7717
RESID(-2)	-0.068994	0.056465	-1.221889	0.2226
RESID(-3)	-0.022944	0.056125	-0.408804	0.6829
RESID(-4)	-0.091232	0.056006	-1.628979	0.1042
R-squared	0.011344	Mean dependent var	1.86E-15	
Adjusted R-squared	-0.002659	S.D. dependent var	1.152049	
S.E. of regression	1.153579	Akaike info criterion	3.140188	
Sum squared resid	469.7531	Schwarz criterion	3.205090	
Log likelihood	-557.6638	F-statistic	0.810109	
Durbin-Watson stat	1.996910	Prob(F-statistic)	0.543019	

**Tab. 3:** *Breusch/Godfrey*-Test auf Autokorrelation in den Residuen

Auch der *Breusch/Godfrey*-Test bestätigt nochmals die Validität der vorgenommenen Spezifikation der Regressionsgleichung (8). Sämtliche *p*-Werte befinden sich oberhalb von 0.10, d.h. zu den Konfidenzniveaus von 10% und darunter muss die Nullhypothese (hier: Autokorrelation in den Residuen) verworfen werden.

<sup>24</sup> Zur *Durbin/Watson*-Statistik und ihrer Interpretation vgl. etwa *Poddig et al.* (2000, S. 297 ff.).

<sup>25</sup> Zum *Breusch/Godfrey*-Test vgl. etwa *Kähler* (2002, S. 104 ff.).

Der Wert des Regressionskoeffizienten  $a$  in Höhe von 0.952538 liegt unterhalb des kritischen Wertes von  $a = 1$ , der im Falle eines Random Walk vorliegt, allerdings nicht sehr deutlich. Inwieweit der Wert  $a = 1$  statistisch signifikant unterschritten wird, wird im Rahmen der sog. Einheitswurzel- bzw. Stationaritätstests untersucht. Dies geschieht im nächsten Abschnitt.

Bringen wir nun die spezifizierte Regressionsgleichung in die äquivalente Form eines AR(1)-Prozesses gemäß (5). Aufgrund von  $c = m(1 - a)$  ergibt sich die folgende Repräsentation:

$$V_t - 14.80 = 0.952538(V_{t-1} - 14.80) + Z_t \quad . \quad (12)$$

Der langfristige Gleichgewichtswert des AR(1)-Prozesses ist damit ein KGV-Wert von  $m = 14.80$ , auf den die empirischen KGV-Werte im Zeitablauf hingezogen werden. Der langfristige Gleichgewichtswert liegt somit stark in der Nähe des Mittelwerts der KGV-Reihe in Höhe von 14.85.

Über die bisherigen Analysen, die mehr einen explorativen Charakter aufweisen, soll nun im folgenden Abschnitt eine weitergehende statistische Substantiierung des Vorliegens eines AR(1)-Prozesses vorgenommen werden. Das statistische Instrumentarium hierfür bilden die sog. Einheitswurzeltests (Unit Root Tests).

## 5. Einheitswurzeltests

Die Standardvorgehensweise zur Überprüfung der Hypothese

$$H_0 : V_t = c + V_{t-1} + Z_t \quad (\text{Random Walk})$$

gegen die Hypothese (13a)

$$H_1 : V_t = c + aV_{t-1} + Z_t \quad | a | < 1$$

bzw. kurz

$$H_0: a=1 \quad \text{gegen} \quad H_1: a < 1 \quad (13b)$$

sind die sog. Einheitswurzeltests.<sup>26</sup> Die erste Generation von Einheitswurzeltests wurde von *Dickey/Fuller* (1979) entwickelt. In allgemeiner Spezifikation<sup>27</sup> (Augmented *Dickey/Fuller* (ADF)-Test) wird der Prozess

$$V_t - V_{t-1} = c + \mathbf{m}t + (a-1)V_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} a_i \Delta V_{t-i} + Z_t \quad (14)$$

betrachtet, d.h. es werden ein Trendterm  $\mathbf{m}t$  sowie  $p$  verzögerte Differenzterme der rechten Seite der Regressionsgleichung hinzugefügt. Damit wird das Vorliegen eines differenzenstationären AR( $p-1$ )-Prozesses gegen die Alternative eines trendstationären AR( $p$ )-Prozesses überprüft.<sup>28</sup>

Im vorliegenden Fall kann das Auftreten eines Trendterms aus ökonomischen Gründen a priori ausgeschlossen werden, denn dies würde bedeuten, dass das KGV im Mittel systematisch über einen längeren Zeitraum steigen oder fallen würde. Die statistisch relevante Anzahl an verzögerten Termen ist Teil der statistischen Identifikation. Im Falle, dass dabei ein statistisch signifikantes Lag der Länge null identifiziert wird, reduziert sich (14) auf den Basisfall (13a).

Die Anwendung von Unit Root-Tests zur Überprüfung der Random Walk-Hypothese unterliegt der Kritik.<sup>29</sup> Zum einen umfasst die Nullhypothese weitere Prozesse als den reinen Random Walk, zum anderen gibt es zu jedem Unit Root-Prozess eine stationäre Variante, die auf der Basis einer endlichen Stichprobe nicht statistisch unterscheidbar ist. Schließlich weist die erste Generation von Unit Root-Tests eine geringe Macht<sup>30</sup> (Wahrscheinlichkeit für die Verwerfung von  $H_0$ , wenn  $H_1$  korrekt ist) auf. Unser Ziel ist aber nicht die generelle Falsifikation des Random Walk. Für unsere Zwecke genügt es, wenn das Alternativmodell AR(1)-Prozess

---

<sup>26</sup> Vgl. hierzu etwa *Hamilton* (1994, Kapitel 17) sowie *Kugler* (2002, S. 264 ff.).

<sup>27</sup> Vgl. *Kugler* (2002, S. 268).

<sup>28</sup> Man vgl. die Anmerkungen zu trend- bzw. differenzenstationären Prozessen in Abschnitt 2.

<sup>29</sup> Vgl. etwa *Campbell et al.* (1997, S 64 f.) sowie *Hamilton* (1994, S. 444 ff.).

<sup>30</sup> Vgl. etwa *Eberts* (2002, S. 56).

die Daten statistisch signifikant besser repräsentiert. Der Kritikpunkt der geringen Macht ist zudem nicht mehr relevant für moderne Varianten der Einheitswurzeltests, wie sie etwa von *Elliott/Rothenberg/Stock* (1996) und *Ng/Perron* (2001) entwickelt worden sind und die standardmäßig unter EViews 4.1 zur Verfügung stehen.

Kommen wir damit zu einem ersten Test von (13), einer modifizierten Variante<sup>31</sup> des (Augmented) *Dickey/Fuller*-Tests nach *Elliott/Rothenberg/Stock* (ERS). Die Ergebnisse der Durchführung dieses Tests in EViews 4.1 sind in Tabelle 4 enthalten.

Null Hypothesis: KGV_M has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=16)					
				t-Statistic	
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic				-2.859046	
Test critical values:	1% level			-2.571419	
	5% level			-1.941709	
	10% level			-1.616108	
*MacKinnon (1996)					
DF-GLS Test Equation on GLS Detrended Residuals					
Dependent Variable: D(GLSRESID)					
Method: Least Squares					
Date: 07/14/03 Time: 10:56					
Sample(adjusted): 1973:08 2003:06					
Included observations: 359 after adjusting endpoints					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	GLSRESID(-1)	-0.044827	0.015679	-2.859046	0.0045
	R-squared	0.022314	Mean dependent var		-0.003621
	Adjusted R-squared	0.022314	S.D. dependent var		1.165837
	S.E. of regression	1.152757	Akaike info criterion		3.124972
	Sum squared resid	475.7278	Schwarz criterion		3.135789
	Log likelihood	-559.9324	Durbin-Watson stat		1.940242

**Tab. 4:** Augmented *Dickey/Fuller*-GLS-Test

Zunächst ist festzuhalten, dass, wie schon beim ADF-Test, die Werte der Teststatistik die kritischen Werte unterschreiten müssen, damit die Nullhypothese verworfen werden kann. Dies ist vorliegend der Fall, der Wert der Teststatistik (einer Variante der *t*-Statistik) liegt jeweils (deutlich) unterhalb der kritischen Werte (nach *MacKinnon*) zum 10%-, 5%- und 1%- Konfi-

<sup>31</sup> Die Grundidee besteht dabei darin, den ADF-Test auf die entsprechend mittels eines Generalized Least Squares (GLS)-Ansatzes trendbereinigten Daten anzuwenden, deswegen trägt der Test in EViews 4.1 die Bezeichnung GF-GLS Test.

denzniveau. Zum zweiten ist festzuhalten, dass die Wahl der adäquaten Lag-Länge nach dem *Schwartz-Information Criterion*<sup>32</sup> (SIC) zu einer Lag-Länge von null führt. Das statistisch präferierte Alternativmodell ist somit – wie erhofft – der AR(1)-Prozess.

Als zweiten Test betrachten wir den ebenfalls von ERS entwickelten ERS Point-Optimal Unit Root-Test.<sup>33</sup> Das Resultat ist in Tabelle 5 enthalten.

Null Hypothesis: KGV_M has a unit root	
Exogenous: Constant	
Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, MAXLAG=16)	
Sample: 1973:07 2003:06	
Included observations: 360	
	P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic	1.581191
Test critical values: 1% level	1.974000
5% level	3.242000
10% level	4.450000
*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)	
HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	1.323519

**Tab. 5:** ERS Point-Optimal Unit Root-Test

Wiederum muss die Testgröße einen Wert *unterhalb* der kritischen Werte annehmen, damit die Nullhypothese (Random Walk) verworfen wird. Dies ist vorliegend der Fall, ebenso ist die statistisch adäquate Lag-Länge gleich null. Die statistisch präferierte Alternative ist somit wiederum der AR(1)-Prozess.

*Ng/Perron* (2001) entwickelten eine ganze Batterie von (insgesamt vier) Tests, Varianten des M-Tests von *Perron/Ng* (1996), zur Überprüfung der Einheitswurzelhypothese mit erhöhter Macht.<sup>34</sup> Die Resultate unter EViews 4.1 sind in Tabelle 6 enthalten.

<sup>32</sup> Das *Schwartz-Information Criterion* ist bei EViews standardmäßig voreingestellt. Aber auch die Wahl eines alternativen Kriteriums (*Akaike*, *Hannan-Quinn*, *Modified Akaike*, *Modified Schwartz*, *Modified Hannan-Quinn*) führt zu demselben Resultat.

<sup>33</sup> Für die Details müssen wir an dieser Stelle auf *Elliott et al.* (1996) verweisen.

<sup>34</sup> Für Details muss an dieser Stelle wieder auf *Ng/Perron* (2001) verwiesen werden.

Null Hypothesis: KGV_M has a unit root					
Exogenous: Constant					
Lag length: 0 (Spectral GLS-detrended AR based on SIC, MAXLAG=16)					
Sample: 1973:07 2003:06					
Included observations: 360					
		MZa	MZt	MSB	MPT
Ng-Perron test statistics		-15.7318	-2.79880	0.17791	1.57983
Asymptotic critical values*:	1%	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	5%	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
	10%	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Table 1)					
HAC corrected variance (Spectral GLS-detrended AR)				1.325147	

**Tab. 6:** Ng/Perron Modified M-Test

Das Resultat bestätigt eindrucksvoll die bisherigen Ergebnisse. Bis auf Test Nr. 3 (MSB), bei dem die Nullhypothese zum 1%-Konfidenzniveau – allerdings extrem knapp – nicht verworfen werden kann, wird in allen anderen Fällen die Nullhypothese verworfen. Die statistisch adäquate Lag-Länge ist wiederum null.

Insgesamt ist festzuhalten, dass bei allen der durchgeführten Einheitswurzeltests eindeutig der AR(1)-Prozess aus statistischer Sicht die Daten besser repräsentiert als der Random Walk.

## 6. KPSS-Test auf Stationarität

Im Unterschied zu den Einheitswurzeltests überprüft der Test von *Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin*<sup>35</sup> (1992) die Nullhypothese der (Trend-)Stationarität und „vertauscht“ damit die Hypothesen. Die Ergebnisse der Durchführung des KPSS-Tests in EViews 4.1 sind in Tabelle 7 enthalten.

<sup>35</sup> Vgl. auch etwa *Franke et al.* (2001, S. 175 f.) oder *Kugler* (2002, S. 275 f.).

Null Hypothesis: KGV_M is stationary				
Exogenous: Constant, Linear Trend				
Bandwidth: 14 (Newey-West using Bartlett kernel)				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				0.080102
Asymptotic critical values*:				
1% level				0.216000
5% level				0.146000
10% level				0.119000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				8.432964
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				81.34130
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: KGV_M				
Method: Least Squares				
Date: 07/14/03 Time: 11:19				
Sample: 1973:07 2003:06				
Included observations: 360				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.73009	0.306319	35.02910	0.0000
@TREND(1973:07)	0.022957	0.001477	15.54435	0.0000
R-squared	0.402962	Mean dependent var	14.85083	
Adjusted R-squared	0.401294	S.D. dependent var	3.763510	
S.E. of regression	2.912057	Akaike info criterion	4.981137	
Sum squared resid	3035.867	Schwarz criterion	5.002726	
Log likelihood	-894.6046	F-statistic	241.6267	
Durbin-Watson stat	0.160362	Prob(F-statistic)	0.000000	

**Tab. 7:** KPSS-Tests auf (Trend-)Stationarität

Das Ergebnis des KPSS-Tests führt zu einer Nicht-Verwerfung der Nullhypothese, da die KPSS-Statistik die kritischen Werte nicht übersteigt. Der Random Walk-Fall kann somit verworfen werden. Der KPSS-Test identifiziert zwar noch einen (minimalen) Trend, dies kann aber – wie bereits ausgeführt – aus ökonomischen Gründen a priori ausgeschlossen werden.

## 7. Anwendung: Eine DAX-Projektion

In diesem Abschnitt sollen nunmehr noch die Implikationen des Vorliegens eines AR(1)-Prozesses auf KGV-Ebene für die Prognose der weiteren DAX-Entwicklung aufgezeigt werden.

Ansatzpunkt hierfür ist zunächst die in Abschnitt 4 identifizierte Regressionsgleichung (12) und der damit verbundene langfristige Gleichgewichtswert des AR(1)-Prozesses in Höhe des KGV-Wertes von 14.80. Als weiterer Ausgangspunkt dienen die empirischen Verhältnisse per Ultimo 2002. Zu diesem Zeitpunkt ist ein DAX-Stand von 2892.63 zu verzeichnen, das zugehörige DAX-KGV weist einen Wert von 10.90 auf. Gemessen am 10%-Quantil in Höhe von 10.8 der KGV-Reihe, vgl. Tabelle 1, war damit der DAX praktisch an der Grenze zu einer systematischen Unterbewertung. Gegeben diese Ausgangssituation beträgt die rechnerische Gewinngröße pro DAX-KGV-Punkt 265.40. Unter Anwendung des langfristigen Gleichgewichtswertes für die DAX-KGV-Reihe in Höhe von  $m = 14.80$ , ergibt sich daraus ein entsprechender DAX-Stand von 3927.60. Dies beinhaltet zunächst eine DAX-Prognose bei Anwendung des Gleichgewichts-KGVs und bei *unveränderter Gewinnsituation*. Eine DAX-Projektion unter Berücksichtigung des künftigen *Gewinnwachstums* erhält man des Weiteren auf die folgende Weise.

Bezeichnet man mit  $K_t$  den DAX-Kurs zum Zeitpunkt  $t$  und  $G_t$  den (akkumulierten) DAX-Gewinn zum Zeitpunkt  $t$ , so ergibt sich das Kurs/Gewinn-Verhältnis  $KGV_t$  zum Zeitpunkt  $t$  zu  $KGV_t = K_t / G_t$ . Für die relative Kursveränderung zweier aufeinander folgender Perioden gilt dann

$$\frac{K_{t+1}}{K_t} = \frac{KGV_{t+1}}{KGV_t} \cdot \frac{G_{t+1}}{G_t} \quad (15a)$$

und damit

$$K_{t+1} = \frac{KGV_{t+1}}{KGV_t} \cdot \frac{G_{t+1}}{G_t} \cdot K_t \quad (15b)$$

Der projizierte DAX-Stand hängt somit ab vom KGV-Wachstum, vom Gewinnwachstum und vom angenommenen Startwert des DAX. Ausgangskurs  $K_t$  und Ausgangs-KGV  $KGV_t$  sind bekannt. Als KGV zum Zeitpunkt  $t + 1$  wäre das Gleichgewichts-KGV in Höhe von 14.80 zu wählen. Offen ist damit nur noch die Substantiierung der Gewinnwachstumsrate. Diese kann man auf Basis der Beziehung  $G_t = K_t / KGV_t$  aus den entsprechenden Werten der Datastream-

Datenbank für die Entwicklung des DAX sowie des DAX-KGVs berechnen. Für die Jahre 1974-2002 ergibt sich dabei ein durchschnittlicher (geometrisches Mittel) Wert von 6.46%.

Unter Ansatz dieses mittleren Wertes sowie der sonstigen bereits spezifizierten Annahmen ergibt sich auf der Basis der Beziehung (15b) ein prognostizierter DAX-Stand von 4181.30. Diese Vorgehensweise nimmt eine einjährige Sichtweise ein, d.h. unterstellt, dass das mittlere DAX-Wachstum für eine Projektionsperiode von einem Jahr wirksam ist. Entsprechend kann man vorgehen, wenn man einen mehrjährigen Projektionszeitraum ansetzt und unterstellt, dass das angenommene mittlere DAX-Gewinnwachstum in Höhe von 6.46% über den gesamten Projektionszeitraum gültig ist. Die Wahl eines mehrperiodigen Projektionszeitraums ist auch deswegen plausibler, weil dann das KGV entsprechende Zeit bekommt, sich auf sein Langfristmittel hin zu bewegen. Unterstellt man einen Projektionszeitraum von 3 Jahren, so führt dies zu einem DAX-Stand von 4739.00, bei einem Projektionszeitraum von 5 Jahren führt dies zu einem Wert von 5371.10. Unterstellt wird dabei jeweils eine Bewertung der Gewinnsituation zum Gleichgewichts-KGV von 14.80. Die Tabelle 9 fasst die vorstehend gewonnenen Ergebnisse zusammen.

Gleichgewichts-DAX-Stand bei		
(a) unveränderter Gewinnsituation		3927.60
(b) mittlerem Gewinnwachstum von 6.46% für	1 Jahr	4181.30
	3 Jahre	4739.00
	5 Jahre	5371.10

**Tab. 8:** Gleichgewichts-DAX-Stände bei Annahme eines Gleichgewichts-KGVs von 14.80.

Kommen wir damit zu einer Zusammenfassung der Ergebnisse.

## 8. Zusammenfassung

Im Zentrum der vorliegenden Ausarbeitung steht die Frage, ob das Modell eines Random Walk oder eines AR(1)-Prozesses ("Mean Reversion") besser geeignet ist, die Entwicklung

des Kurs/Gewinn-Verhältnisses des Deutschen Aktienindex (DAX) zu beschreiben. Die Datengrundlage ist dabei die in der Datastream-Datenbank enthaltene Reihe der monatlichen KGV-Werte von Juli 1973 bis Juni 2003, mithin ein Zeitraum von 30 Jahren (360 Datenpunkte).

Das Vorliegen einer der beiden alternativen Modellhypothesen hat entscheidende Auswirkungen auf die Frage der Prognostizierbarkeit der Modellgröße, hier des KGV. Die Random Walk-Hypothese impliziert, dass ein "fairer" langfristiger Modellwert nicht existieren kann, da beim Random Walk durch die mögliche "Aufschaukelung" von Zufallseinflüssen die Abweichungen vom zugrunde liegenden Trend (in systematischer Hinsicht) dem Grunde nach "beliebig groß" werden können. Die künftigen Wertveränderungen sind im Kern nicht prognostizierbar. Im Unterschied hierzu weist ein AR(1)-Prozess ein langfristiges Mittel auf, zu dem der Prozess mit einer gegebenen Elastizität hingezogen wird.

Sowohl im Rahmen einer mehr explorativen Datenanalyse (visuelle Inspektion, Korrelogramm der Zeitreihe und ihrer ersten Differenzen, Regressionsanalyse) als auch auf der Basis einer Reihe von formalen statistischen Tests (*Ljung/Box*-Test, Residualtests, Einheitswurzeltests, KPSS-Stationaritätstest) zeigt sich in uniformer Weise, dass die Hypothese des AR(1)-Prozesses die analysierte KGV-Zeitreihe statistisch besser repräsentiert als der Random Walk.

Neben den entsprechenden Konsequenzen dieses Ergebnisses für die Prognose des Kurs/Gewinn-Verhältnisses des DAX, wird auch die Frage behandelt, wie auf dieser Basis Prognosen für die DAX-Entwicklung selbst gewonnen werden können.

## Literatur

- Albrecht, P. (2001): Welche Aktienperformance ist über die nächsten Dekaden realistischerweise zu erwarten? Eine Fundamentalanalyse, *Zeitschrift für Versicherungswesen* 23/2001, 803 – 812.
- Albrecht, P., R. Maurer (2002): *Investment- und Risikomanagement*, Stuttgart.
- Balvers, R., Y. Wu, E. Gilliland (2000): Mean Reversion Across National Stock Markets and Contrarian Investment Strategies, *Journal of Finance* 55, 745 – 772.
- Buscher, H.S. (2002): Angewandte Zeitreihenanalyse, in: Schröder, M. (Hrsg.): *Finanzmarkt-Ökonometrie*, Stuttgart, S. 131 – 212.
- Campbell, J.Y., A.W. Lo, A.C. MacKinlay (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, New Jersey.
- Campbell, J.Y., L.M. Viceira (1999): Consumption and Portfolio Decisions when Expected Returns are Time Varying, *Quarterly Journal of Economics* 114, 433 – 495.
- Campbell, J.Y., L.M. Viceira (2002): *Strategic Asset Allocation*, Oxford, New York.
- Dickey, D.A., W.A. Fuller (1979): Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74, S. 427 – 431.
- Eberts, E. (2002): *Strategische stochastische Investmentmodelle für den deutschen Kapitalmarkt*, Karlsruhe.
- Eberts, E. (2003): The connection of the stock markets between Germany and the USA, ZEW Discussion Paper Nr. 03-36, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- Elliot, G., T.J. Rothenberg, J.H. Stock (1996): Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica* 64, 813 – 836.
- Fama, E.F., K. French (1988): Permanent and Temporary Components of Stock Prices, *Journal of Political Economy* 96, 246 – 273.
- Franke, J., W. Härdle, C. Hafner (2001): *Einführung in die Statistik der Finanzmärkte*, Berlin, Heidelberg.
- Gujarati, D.N. (1995): *Basic Econometrics*, 3. Aufl., New York u.a.
- Hamilton, J.O. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton, New Jersey.
- Kähler, J. (2002): Regressionsanalyse, in: Schröder, M. (Hrsg.): *Finanzmarkt-Ökonometrie*, Stuttgart, S. 33 – 129.
- Kugler, P. (2002): Nicht-Stationarität und Kointegration, in: Schröder, M. (Hrsg.): *Finanzmarkt-Ökonometrie*, Stuttgart, S. 263 – 299.

- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992): Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics* 54, 159 – 178.
- Lo, A.W., A.C. MacKinlay (1988): Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test, *Review of Financial Studies* 1, 41 – 46.
- Löffler, G. (2000): Bestimmung von Anlagerisiken bei Aktiensparplänen, *Die Betriebswirtschaft* 60, 350 – 361.
- Ng, S., P. Perron (2001): Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica* 69, 1519 – 1554.
- Perron, P., S. Ng (1996): Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties, *Review of Economic Studies* 63, 435 – 465.
- Poddig, T., H. Dichtl, K. Petersmeier (2000): *Statistik, Ökonometrie, Optimierung*, Bad Soden/Ts.
- Poterba, J.M., L.H. Summers (1988): Mean Reversion in Stock Returns: Evidence and Implications, *Journal of Financial Economics* 22, S. 27 – 59.
- Shiller, R., P. Perron (1985): Testing the random walk hypothesis, *Economic Letters* 18, 381 – 386.