

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 15

Frank Geppert und Roland Hübner

Korrelation oder Kointegration

**- Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel
verbriefteter Immobilienanlagen -**



Potsdam 1999
ISSN 0949-068X

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 15

Frank Geppert

Roland Hübner

Korrelation oder Kointegration - Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbrieftter Immobilienanlagen -

Diese Arbeit erscheint ohne wesentliche Änderungen auch in der Reihe Diskussionsbeiträge des Lehrstuhls „Betriebswirtschaftslehre mit dem Schwerpunkt Finanzierung und Banken“, Universität Potsdam.

Herausgeber: Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe, Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der Universität Potsdam
Postfach 90 03 27
D-14439 Potsdam
Tel. +49 (0) 331 977-32 25
Fax. +49 (0) 331 977-32 10
e-mail: strohe@rz.uni-potsdam.de
1999, ISSN 0949-068X

Frank Geppert und Roland Hübner*

Korrelation oder Kointegration

- Eignung für Portfoliostrategien mit verbrieften Immobilienanlagen -

Zusammenfassung.....	4
1 Einleitung.....	5
1.1 Einführung.....	5
1.2 Statistischer Hintergrund	6
1.3 Ziel und Vorgehen	7
2 Statistische Grundlagen	8
2.1 Der Korrelationskoeffizient.....	8
2.2 Bestimmtheitsmaß	9
2.3 Der Zusammenhang zwischen Bestimmtheitsmaß und Korrelationskoeffizient	10
2.4 Das Konzept der Kointegration und das Fehler-Korrektur-Modell.....	10
2.4.1 Stationarität und (Ko-)Integration	10
2.4.2 Test auf Integration.....	12
2.4.3 Engle-Granger-Methode zum Test auf Kointegration.....	13
2.4.4 Fehler-Korrektur-Modell.....	14
2.4.5 Zusammenfassung der Arbeitsschritte	14
3 Datengrundlage.....	16
3.1 Einleitung	16
3.2 Verwendete Daten.....	17
3.2.1 Immobilienfonds-Index.....	17
3.2.2 E&G DIMAX	19
3.2.3 WestLB-Immobilienwerte-Index, WLBI.....	20
3.2.4 Deutscher Aktienindex DAX	21
3.2.5 Deutscher Rentenindex REX/ REXP	22
4 Analyse des kurz- und langfristigen Zusammenhangs zwischen Immobilien-, Aktien- und Rentenanlagen	23
4.1 Einleitung und Übersicht zu den Ausgangsdaten	23
4.2 Berechnung der Korrelationskoeffizienten.....	25
4.2.1 Die Datenreihen für den Zeitraum 01/71 – 08/98	25
4.2.2 Die Datenreihen für den Zeitraum 12/88 – 08/98	27
4.2.3 Die Datenreihen für den Zeitraum 12/89 – 08/98	28
4.2.4 Zusammenfassung der Korrelationsergebnisse	28
4.3 Das Fehler-Korrektur-Modell	29
4.3.1 Test auf Stationarität	29
4.3.2 Test auf Kointegration.....	30
4.3.3 Berechnung der Fehler-Korrektur-Modelle	31
5 Ergebnisdiskussion und Fazit.....	33
5.1 Diskussion und kritische Würdigung der Ergebnisse.....	33
5.2 Fazit und Ausblick	36
Anlagen.....	38
Literaturverzeichnis	40

*Dipl.-Vw. Frank Geppert ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie, Lehrstuhlinhaber ist Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe. Dipl.-Kfm. Roland Hübner ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre mit dem Schwerpunkt Finanzierung und Banken, Lehrstuhlinhaber ist Prof. Dr. Detlev Hummel.

Zusammenfassung

In der Praxis stellt die Korrelation eines der wesentlichsten Zusammenhangsmaße dar. Doch die Anwendung dieses Instruments ist in vielen Fällen sehr kritisch zu beurteilen. So enthalten gerade bei Zeitreihen die Ausgangsdaten oft temporale Trends, die zu einem zu hohen Zusammenhangsmaß führen. Gerade bei der Arbeit mit Finanzdaten wird allerdings mit den Differenzen oder sogar mit den prozentualen Änderungen gearbeitet. Hier sind die Trends im wesentlichen extrahiert. Die Daten sind somit fast immer stationär und die Instrumente der linearen Regression damit anwendbar. Auch die Korrelation kann somit problemlos ermittelt werden. Doch gerade bei solchen transformierten Daten sind praktisch kaum noch signifikante Zusammenhänge nachweisbar. Daß die Wahrheit manchmal in der Mitte liegt, versucht diese Arbeit mit Hilfe der Kointegration aufzuzeigen.

Immobilienanlagen sind aufgrund ihrer geringen Korrelation mit Aktien und Renten v.a. im Rahmen langfristiger Anlagestrategien interessant, da durch sie hohe Diversifikationseffekte zu erzielen sind. Die risikoreduzierende Wirkung wird mit Hilfe der Korrelationskoeffizienten begründet. Dieses Vorgehen ist jedoch zweifelhaft, da die Korrelationskoeffizienten typischerweise anhand der periodischen - und damit kurzfristigen - Abweichungen bestimmt werden. Ein zwischen diesen Vermögensklassen aufgrund des gleichen ökonomischen Hintergrunds plausibler langfristiger Zusammenhang wird daher ggf. nicht erfaßt, die tatsächlichen Diversifikationseffekte werden somit möglicherweise über-, Risiken damit unterschätzt.

Im Gegensatz zum Korrelationskoeffizienten ermöglicht ein neueres statistisches Verfahren, das Fehler-Korrektur-Modell, die Berücksichtigung von kurz- und langfristigen Zusammenhängen. Anhand eines Vergleichs der nach den unterschiedlichen Berechnungsmethoden festgestellten Zusammenhänge wird daher überprüft, ob der Korrelationskoeffizient als Entscheidungsgrundlage für langfristige Anlagestrategien tatsächlich geeignet ist.

Es zeigt sich, daß er die Zusammenhänge in vielen Fällen offensichtlich gut beschreibt. Allerdings ergeben sich Hinweise auf unberücksichtigte langfristige Zusammenhänge. Sie signalisieren, daß die Diversifikationseffekte überschätzt werden. Das sollte Anreiz für weitere Untersuchungen sein. Denn sind langfristige Zusammenhänge feststellbar, investieren langfristig orientierte Marktteilnehmer, die auf Basis "kurzfristiger" Indikatoren entscheiden, möglicherweise in suboptimale Portfolios. Das bedeutet zum Beispiel, daß sie bei gleichem Risiko einen höheren Ertrag erwarten könnten.

1 Einleitung

1.1 Einführung

Besonders im Rahmen langfristiger Portfoliostrategien wie bspw. bei der Altersvorsorge besteht Interesse an Immobilienanlagen. Das zeigen auch die nach dem 3. Finanzmarktförderungsgesetz neu geschaffenen gemischten Wertpapier- und Grundstücks-Sondervermögen und die Altersvorsorge-Sondervermögen. Sie können bis zu 30% in Grundstücke, Beteiligungen an Grundstücks-Gesellschaften und Anteilen an Grundstücks-Sondervermögen investieren (§ 37b und § 37i KAGG).¹

Das Interesse begründet sich u.a. mit den durch Immobilien zu erzielenden hohen Diversifikationseffekten und der daraus resultierenden Risikoreduktion eines aus den klassischen Vermögensgütern Renten, Aktien und Immobilien bestehenden Portfolios.² Erklärt wird das mit der geringen Korrelation zwischen Immobilien- und Aktien- bzw. Rentenanlagen. Grundlage dieser Argumentation ist die Portfolio-Selektionstheorie nach Markowitz.³ Danach kann durch Diversifikation das Gesamtrisiko eines Portfolios bei gegebenem Ertrag reduziert bzw. der Ertrag bei gegebenem Risiko erhöht werden. Voraussetzung ist ein Korrelationskoeffizient kleiner Eins. Je geringer er ist, desto höher ist der Diversifikationseffekt.

Ein einfacher Vergleich anhand der in dieser Arbeit verwendeten Daten (hier monatliche prozentuale Schwankungen, zur Beschreibung der Daten vgl. Gliederungspunkt 3) bestätigt den risikoreduzierenden Effekt durch die Einbeziehung von Immobilienanlagen. Besonders die offenen Immobilienfonds (oIF-Index) bewirken eine deutliche Reduktion der Portfoliovolatilität um über 30%, die Einbeziehung von Immobilienaktien, erfaßt durch die Immobilienaktienindizes DIMAX bzw. WLBI, jeweils um ca. 15%.⁴

Die geringe bis negative Korrelation zwischen den Vermögensklassen hat zwei wesentliche Ursachen. Vor allem im Vergleich zu Aktien- aber auch Rentenanlagen gelten Immobilieninvestments als relativ sicher.⁵ Das spiegelt sich in der geringeren Volatilität der monatlichen prozentualen Veränderungen v.a. gegenüber dem DAX wider, wie die folgende Tabelle bestätigt.⁶

¹Gemischte Wertpapier- und Grundstücks-Sondervermögen mindestens 10%. § 37b Abs. 5 KAGG.

Für Immobilien-Spezialfonds wurde bei diesen beiden Fondstypen außerdem die 10prozentige Grenze des Erwerbs ausgegebener Anteile eines anderen Sondervermögens aufgehoben. Vgl. §§ 37b und 37i KAGG.

²Auf die explizite Einbeziehung des Geldmarktes wird verzichtet. Die Argumentation ist davon unberührt und der Geldmarkt wird zumindest teilweise durch den REXP erfaßt.

³Vgl. Markowitz, S. 77 ff.

⁴Verglichen wurden gleichgewichtete, aus Aktien (DAX) und Renten (REXP) bzw. Aktien, Renten und Immobilien bestehende Portfolios. Auf die Einbeziehung der Rendite bzw. der Rendite/Risiko-Relation oder eine realitätsnähere Gewichtung wurde verzichtet, da die Berechnungen der Illustration dienen.

⁵Zu deutschen Immobilienaktien vgl. Martin/ Maurer.

⁶Wobei die Risiken am Immobilienmarkt in den letzten Jahren allerdings gestiegen sind. Vgl. u.a. Hummel/Hübner, S. 73 und S. 79.

Anlage in → ↓ Volatilität (monatlich)	oIF-Index Performanceindex	DIMAX Performanceindex	WLBI Kursindex	DAX Performanceindex	REXP Performanceindex
Zeitraum 01/71 – 08/98	0,23%	-	-	5,20%	1,20%
Zeitraum 12/88 – 08/98	0,12%	3,47%	-	5,43%	1,01%
Zeitraum 12/89 - 08/98	0,13%	3,06%	3,62%	5,60%	1,00%

Tabelle 1: Volatilität der verwendeten Daten

Ein weiterer Risikoreduktionseffekt ergibt sich durch einen abweichenden zyklischen Verlauf der Immobilienmarktkonjunktur.⁷ In welcher Weise ist abhängig vom genau zu definierenden Begriff des Immobilienmarktes (siehe dazu Gliederungspunkt 3.1).

Zu beachten ist allerdings, daß der Korrelationskoeffizient mit Hilfe der periodischen - und damit kurzfristigen - Wertänderungen entsprechender Indizes gemessen wird⁸ (zu den verwendeten Datenreihen vgl. Anlage 1). Ein langfristiger Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Anlageklassen ist aber durchaus plausibel. DAX und REXP können als Indikatoren für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung interpretiert werden, die Immobilienmarktindikatoren beschreiben die Entwicklung eines einzelnen Wirtschaftssektors. Die Begründung anhand der periodischen Veränderungen erfaßt daher möglicherweise nicht alle Zusammenhänge. Das würde im übrigen auch die Volatilität als das hier relevante Risikomaß in Frage stellen. Sie wird ebenso anhand der periodischen Veränderungsraten gemessen.

1.2 Statistischer Hintergrund

Grundsätzlich beschreibt der Korrelationskoeffizient die Intensität eines linearen Zusammenhangs zwischen zwei Erscheinungen.⁹ In den Wirtschaftswissenschaften kann er häufig verwendet werden, da es sich oft um Zeitreihen handelt, die spätestens nach einer Transformation (z.B. Bildung der ersten Differenzen) durch eine lineare Entwicklung gut beschreibbar sind.

Zur Berechnung des Korrelationskoeffizienten ist es üblich, die Steigerungsraten von Periode zu Periode - bei Aktien z.B. die monatlichen Renditen - zu verwenden. Eine Berechnung der Korrelation zwischen Levels, d.h. bei Aktienindizes beispielsweise zwischen den fortgeschriebenen Indexwerten, muß i.d.R. abgelehnt werden. Im Gegensatz zur Verwendung der Steigerungsraten handelt es sich hier meist um nichtstationäre Prozesse. Auf diese ist das Instrumentarium der Regressions- und Korrelationsanalyse nicht sinnvoll anwendbar. Es ergeben sich hierbei alleine aufgrund des Berechnungsalgorithmus sehr hohe Korrelationskoeffizienten, die

⁷Zum amerikanischen Immobilienmarkt vgl. Crocker, H. L./ Hartzell, D. J./ Greig, W./ Grissom, T. V.

⁸Vgl. Maurer/ Stephan, S. 1541 ff., Brown, S. 198 ff. und S. 223 ff., Ankrim/ Hensel, S. 22, Giliberto, M., S. 95 ff., Hassan, S. 61 f., S. 64 f. und S. 67, Froot, S. 64 ff. oder Helmer, S. 50. Dabei zeigen Untersuchungen, daß die amerikanischen Immobilienaktien (REITs) eine höhere Korrelation mit dem Aktienmarkt aufweisen. Vgl. u.a. Froot, S. 67 oder Giliberto, S. 95.

⁹Vgl. Förster/ Egermayer, S. 116 ff.

den tatsächlichen Zusammenhang nicht korrekt widerspiegeln (zur Illustration siehe die Graphiken zum zeitlichen Verlauf der verwendeten Daten in Gliederungspunkt 4).

Die aus den periodischen Steigerungsraten ermittelten Korrelationskoeffizienten lassen streng genommen nur Aussagen über den kurzfristigen Zusammenhang der Erscheinungen zu.¹⁰ Zwischen ihnen kann jedoch eine langfristig stabile Relation bestehen, die nur nicht zu allen Zeitpunkten exakt erfüllt ist.¹¹ Sie wird nicht erfaßt. Mit anderen Worten: im Koeffizient bezüglich der Level kann dennoch eine interessante Information zum langfristigen Zusammenhang stecken. Das kann dazu führen, daß bei alleiniger Verwendung des kurzfristigen (periodischen) Korrelationskoeffizienten Zusammenhänge nicht erkannt oder unterbewertet, Diversifikationseffekte möglicherweise über- und Risiken damit unterschätzt werden.

Wie erwähnt wäre zwischen Immobilien-, Aktien- und Rentenanlagen ein langfristiger Zusammenhang plausibel. Bei Anlagearten hingegen, deren Wertentwicklung z.B. vom Eintritt von Naturkatastrophen und nicht von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung abhängt, sind auch langfristige Diversifikationseffekte ohne weiteres sachlogisch zu begründen.¹²

1.3 Ziel und Vorgehen

Der Beitrag dient dazu, mit Hilfe eines in jüngerer Zeit entwickelten statistischen Verfahrens, dem Fehler-Korrektur-Modell, zu prüfen, ob die aus den kurzfristigen Korrelationskoeffizienten zu schließenden Zusammenhänge zwischen den genannten Vermögensklassen und die daraus resultierenden Diversifikationseffekte auch langfristig Bestand haben. Es soll insbesondere die Frage beantwortet werden, ob der Korrelationskoeffizient als Indikator für den kurzfristigen Zusammenhang auch als Kennziffer für langfristige Portfoliostrategien geeignet ist oder ob - wie erwähnt - langfristige Zusammenhänge unterschätzt, ein höherer Diversifizierungsgrad und damit ein geringeres Risiko als tatsächlich vorhanden indiziert werden.

Im ersten Schritt werden die statistischen Grundlagen erörtert. Danach erfolgt eine Beschreibung der verwendeten Daten. Im Punkt 4 werden die kurz- und langfristigen Zusammenhänge der Datenreihen untersucht, indem die Korrelationskoeffizienten für die Level (als Indiz für mögliche langfristige Zusammenhänge), die periodischen Veränderungen und der Zusammen-

¹⁰Das gilt z.B. auch beim Einbau von time-lags. Die ermittelten Zusammenhänge beziehen sich ebenso auf kurzfristige (zeitversetzte) Veränderungen. Zur Erfassung langfristiger Zusammenhänge könnten auch jährliche Veränderungsdaten gewählt werden. Aufgrund der geringen Datenmenge sind die Aussagen jedoch tendenziell unsicherer. V.a. aber gehen Informationen verloren, denn anstelle der Erfassung des kurz- und langfristigen Zusammenhangs - wie im vorgestellten Fehler-Korrektur-Modell - wird weiter nur eine Zeitspanne betrachtet.

¹¹Vgl. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, S. 209.

¹²Hier besteht allenfalls sehr mittelbar ein Zusammenhang durch c.p. höheren Schaden bei größerem materiellem Wohlstand. Beispiele sind die am CBOT gehandelten Insurance-Futures oder auch die Entwicklungen an der Catastrophe Risk Exchange (CATEX) in New York. Vgl. u.a. Hasekamp bzw. Kielholz/ Durrer.

hang nach Fehler-Korrektur-Modell für alle Datenreihen berechnet und verglichen werden. Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefaßt und diskutiert.

2 Statistische Grundlagen

Die Darstellungen dienen der Beschreibung der beiden Berechnungsmethoden. Die Einbeziehung des Bestimmtheitsmaßes ist erforderlich, um einen direkten Vergleich der Methoden zu ermöglichen. Das Fehler-Korrektur-Modell liefert nur das Bestimmtheitsmaß.

Im Mittelpunkt der theoretischen Ausführungen stehen das neue Verfahren und die Unterschiede zwischen den beiden Berechnungsalgorithmen. Das Vorgehen bei Verwendung des neuen Verfahrens wird abschließend in einer Übersicht zusammengefaßt. Sie kann auch als Richtlinie für den Ablauf der durchgeführten Untersuchungen betrachtet werden.

2.1 Der Korrelationskoeffizient

Besteht zwischen zwei Erscheinungen y und x eine lineare stochastische Beziehung, kann die Intensität des Zusammenhangs zwischen beiden Erscheinungen mit Hilfe des Korrelationskoeffizienten ρ_{yx} ausgedrückt werden.

Der Wert des Korrelationskoeffizienten liegt im Intervall: $-1 \leq \rho_{yx} \leq +1$. Bei $0 < \rho_{yx} < +1$ spricht man von positiver Korrelation (gleichgerichtete lineare Beziehung). $+1$ besagt, daß zwischen den korrespondierenden Abweichungen $x_i - \bar{x}$ und $(y_i - \bar{y})$ eine direkte Proportionalität besteht. Ist $0 > \rho_{yx} > -1$ sind die Merkmale negativ korreliert. Bei -1 besteht zwischen beiden Abweichungen eine umgekehrte Proportionalität. Je näher die Korrelationskoeffizienten den Werten -1 oder $+1$ sind, desto enger ist der Zusammenhang zwischen den Veränderlichen y und x , d.h. eine lineare Regressionsfunktion spiegelt eine lineare Verbundenheit um so besser wider. Der Korrelationskoeffizient gibt Auskunft über die Eignung der Regressionsfunktion. Bei einem Wert von Null liegt keine lineare Korrelation vor.¹³ Der einfache lineare Korrelationskoeffizient berechnet sich wie folgt:

$$\rho_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}, \text{ oder: } \rho_{xy} = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} \text{ (bzw. wieder: } r = \frac{s_{xy}}{s_x s_y} \text{)}.$$

Es gilt: \bar{x} und \bar{y} sind Mittelwerte (einfache arithmetische Mittel) der Ausprägungen der Erscheinung x und y ; σ = Standardabweichung (Wurzel aus der Varianz); s = Standardabweichung der Stichproben.

Neben dem hier beschriebenen einfachen linearen Korrelationskoeffizienten gibt es zum Beispiel den multiplen Korrelationskoeffizienten, der den linearen Zusammenhang zwischen einer Variablengruppe (X_1, X_2, \dots, X_n) und einer Variable (Y) beschreibt und dabei Werte zwischen 0

¹³Es kann zwischen den Erscheinungen aber eine enge nichtlineare oder eine nichtlineare funktionale Beziehung existieren. Vgl. Förster/ Egermayer, S. 117 f.

und 1 annimmt. Der partielle Korrelationskoeffizient stellt den linearen Zusammenhang zwischen zwei Variablen innerhalb eines multiplen Zusammenhangs dar, und nimmt Werte zwischen -1 und 1 an.

Da der Korrelationskoeffizient in der induktiven Statistik eine Punktschätzung für den unbekannten Korrelationskoeffizienten der Grundgesamtheit darstellt, kann für diesen auch ein Konfidenzintervall berechnet oder es können Hypothesen geprüft werden. So ist es möglich mit Hilfe der t-Verteilung einen Test vorzunehmen, der prüft, ob der Korrelationskoeffizient Null ist (Unabhängigkeit) oder sich von Null unterscheidet:

$$t = \frac{r_{yx} \sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r_{yx}^2}}; \quad \text{bei } |t| > t_{n-2; \alpha/2} \text{ wird } H_0 \text{ (kein Zusammenhang) abgelehnt}$$

Es gilt: t = Testvariable, $t_{n-2; \alpha/2}$ = Tafelwert der t-Verteilung; n = Anzahl der Beobachtungen.

Zu beachten ist, daß selbst bei einem r von 1 ein kausaler Einfluß von x auf y zwar vermutet werden kann, ein Beweis aber nicht zu erbringen ist. Es muß genau geprüft werden, ob alle Einflußgrößen erfaßt werden, da unberücksichtigte Variablen x und y beeinflussen und einen Zusammenhang vortäuschen können. Man spricht dann von einer Scheinkorrelation.¹⁴

2.2 Bestimmtheitsmaß

Das Bestimmtheitsmaß¹⁵ B ist es eine Maßzahl für die Güte der Anpassung einer Regressionsfunktion an die Beobachtungswerte der endogenen Variablen. Es gibt an, welcher Anteil der Varianz der abhängigen Variablen y durch eine lineare Regression zwischen zwei Variablen erklärt werden kann, d.h. den durch die Regression erklärten Anteil der Varianz in y zur totalen Varianz in y .

Es ist ein normiertes Maß der Streuung des Zusammenhangs und liegt zwischen 0 und 1 . Ist $B = 0$ sind beide Merkmale unkorreliert. Es liegt keine zahlenmäßige Abhängigkeit der Variablen y von der Variablen x (im Sinne der Statistik) vor. Je mehr sich B_{xy} dem Wert 1 nähert, desto besser ist die Regression y bezüglich x bestimmt, bis hin zur vollständigen Erklärung.

Das Bestimmtheitsmaß wird wie folgt ermittelt:

$$B_{xy} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}, \text{ anders: } r^2 = \frac{\sigma_{\hat{y}}^2}{\sigma_y^2}.^{16} \text{ (Bei Stichproben gilt entsprechend: } r^2 = \frac{s_{\hat{y}}^2}{s_y^2} \text{).}$$

Es gilt: y_i = empirische Wert, \hat{y}_i = durch lineare Regression ermittelter theoretischer Wert, σ^2 = Varianz; s^2 = Varianz der Stichprobe.

¹⁴Vgl. Bamberg/ Baur, S. 50 und Förster/ Egermayer, S. 22.

¹⁵Vgl. nachfolgende Ausführungen mit Donda/ Herrde/ Kuhn/ Struck S. 367 und S. 375, Förster/ Egermayer, S. 10 ff. und Bamberg/ Baur, S. 45. Das Bestimmtheitsmaß wird auch als Bestimmtheitskoeffizient, Determinationskoeffizient oder quadrierter multipler Korrelationskoeffizient und mit verschiedenen Symbolen wie z.B. r^2 bezeichnet. Vgl. Bamberg/ Baur, S. 45.

¹⁶Vgl. Bamberg/ Baur, S. 45 oder Förster/ Egermayer, S. 108.

Da das Bestimmtheitsmaß bei linearen Zusammenhängen von Variablen angewandt wird und mit der endogenen Variable und deren Derivaten zur Berechnung auskommt, kann es auch leicht ermittelt werden, wenn mehrere exogene Variable diesen Zusammenhang abbilden.

Die Signifikanz des Bestimmtheitsmaßes kann z.B. mit Hilfe des F-Tests (mit der Hypothese $H_0: B=0$ und $H_1: B>0$) getestet werden.

2.3 Der Zusammenhang zwischen Bestimmtheitsmaß und Korrelationskoeffizient

Beide Maße sind Parameter, die den linearen Zusammenhang von Variablen beschreiben und können mathematisch einfach durch Quadrierung/ Quadratwurzelziehen in die jeweils andere Form gebracht werden. Im Falle von zwei oder drei Variablen kann sowohl das Bestimmtheitsmaß als auch der Korrelationskoeffizient (bzw. multipler Korrelationskoeffizient) durch jeweils eigene Formeln berechnet werden, wobei das Korrelationsmaß ein positives oder negatives Vorzeichen haben kann, das Bestimmtheitsmaß als Quadrat aus dieser Größe jedoch immer positiv ist. Bei mehr als drei Variablen ist nur noch das Bestimmtheitsmaß per Formel ermittelbar. Hier wird die Korrelation als Wurzel aus diesem Maß berechnet.¹⁷ Die Frage des Vorzeichens (und damit der Richtung des Zusammenhangs) muß dann explizit anhand des sachlogischen Zusammenhangs geklärt werden.

Beide Kennziffern werden mit der gleichen Hypothese und dem gleichen Rechenwerk geprüft. Der einzige Unterschied besteht darin, daß der t-Test (Korrelationskoeffizient) dem F-Test (Bestimmtheitsmaß) weicht, da das Bestimmtheitsmaß eine quadratische Größe darstellt.

2.4 Das Konzept der Kointegration und das Fehler-Korrektur-Modell

2.4.1 Stationarität und (Ko-)Integration

In der Statistik, vor allem in der Zeitreihenanalyse,¹⁸ gibt es viele ökonometrische Verfahren,¹⁹ für deren Verwendung die Daten i.d.R. bestimmte Voraussetzungen erfüllen müssen. Eine der wichtigsten Annahmen aus der traditionellen Ökonometrie ist die Annahme der Stationarität²⁰ in den Daten. Das bedeutet, die Variable sollte im Zeitablauf in etwa um einen konstanten Wert schwanken (Mittelwertstationarität) und eine endliche und insbesondere zeitkonstante Varianz haben (Varianzstationarität). Zusätzlich geht man davon aus, daß in den Daten ein abnehmender Einfluß vergangener Realisationen auf den gegenwärtigen Verlauf zu verzeichnen ist (Kovarianzstationarität, temporäre Schocks haben keine permanente Bedeutung).

Es gibt zwar in der Theorie viele Beispiele für stochastische Prozesse die stationär sind, aber in der Praxis sind die Daten - vor allem Wirtschaftsdaten - nicht stationär. In diesen Daten steckt

¹⁷Vgl. Rönz/ Strohe, S. 202.

¹⁸Vgl. u.a. Dufour, S. 119 ff. und S. 221 ff.

¹⁹Vgl. u.a. Hendry, S. 31 ff.

²⁰Vgl. u.a. Eckey, S. 197 und Darnell, S. 385.

meist ein Wachstumsprozeß hervorgerufen durch den zeitlichen Verlauf. Dieser führt zu einem deterministischen Trend (Verletzung von Mittelwertstationarität). Beispiele für solche Daten sind u.a. der Konsum, das Preisniveau oder das in der nachfolgenden Graphik abgebildete Sozialprodukt.

Stochastische Trends oder instationäre Varianzkomponenten führen außerdem zu steigender Unsicherheit mit steigendem Prognosehorizont.²¹

Um die Daten um ihren deterministischen Trend zu bereinigen, bildet man u.a. die ersten Differenzen.²²

Ein Prozeß, der nicht stationär ist, wird auch integrierter Prozeß²³ genannt. Ein Prozeß kann integriert einer höheren Ordnung sein. Das heißt, wenn man d-mal Differenzen bilden muß, um einen stationären Prozeß zu bekommen, dann sind diese Daten integriert der Ordnung d. Die meisten Daten in der Wirtschaft sind integriert der Ordnung 1. Es genügt also die einmalige Bildung der ersten Differenzen, um stationäre Daten zu erhalten.

Diese zuletzt beschriebene Methode wird häufig in der Praxis angewendet, um Daten für die Analyse vorzubereiten. Das Auffälligste an dieser Methode ist allerdings, daß die vielleicht vorher verzeichneten hohen Abhängigkeiten in den Daten (hohe Korrelation oder hohes Bestimmtheitsmaß) stark relativiert werden oder gar völlig verschwinden, da die Abhängigkeiten teilweise nur durch das Wachstum, das in den Daten enthalten ist, verursacht wurden und vielleicht gar keine "wirkliche" Abhängigkeit existiert (Scheinkorrelation). Diesem "Phänomen" hat sich die moderne Ökonometrie angenommen und versucht über das Konzept der Kointegration mit Hilfe von Fehler-Korrektur-Modellen einen Weg zwischen der Analyse von Levels und Differenzen zu finden. Die Kointegration versucht, langfristige Zusammenhänge zwischen mehreren nichtstationären ökonomischen Variablen zu beschreiben, wobei der Grundgedanke dabei von einer ökonomisch begründeten langfristigen Beziehung ausgeht, die nicht zu allen Zeitpunkten exakt erfüllt ist (temporäre - stationäre - Abweichung von der langfristigen Beziehung). Sofern nun eine Rückbildung über diese Abweichungen möglich ist, spricht man von Kointegration.

Das Rechnen mit Differenzen ermöglicht uns zwar das Anwenden der OLS-Methode, aber es ist keine Aussage mehr über die absoluten Werte, d.h. die langfristigen Niveauezusammenhänge, möglich. Auch deshalb eignen sich insbesondere Verfahren der Kointegration, bei denen man Niveaugrößen unter bestimmten Bedingung vergleichen kann.

Die Kointegration wurde definiert durch Engle und Granger mit:

Zwei Variablen x_t und y_t heißen kointegriert von der Ordnung d und b, $d \geq b \geq 1$,

kurz $y_t, x_t \sim CI(d, b)$, wenn

- beide Größen integriert mit dem gleichen Integrationsgrad d sind und

²¹Vgl. Eckey, S. 202.

²²Eine weitere Möglichkeit ist z.B. die Aufnahme einer Trendkomponente als zusätzlichen Regressor in die Regressionsfunktion.

²³Vgl. Darnell, S. 200.

- eine Linearkombination beider Variablen existiert, $u_t = \alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, die einen Prozeß erzeugt, der integriert von der Ordnung $d-b$ ist, wobei in diesem Fall der Vektor $[\alpha_1, \alpha_2]$ als Vektor der Kointegration oder als kointegrierender Vektor bezeichnet wird.

Also existiert eine Kointegration wenn

- beide Variablen nichtstationär mit gleichem Integrationsgrad und
- eine Linearkombination beider mit geringerem Integrationsgrad existiert.

Von besonderem ökonomischen Interesse ist dabei $d = b$, ein stationärer Prozeß u_t als temporäre Abweichungen von langfristigem steady state (Niveaugrößen). Es handelt sich also um Zeitreihen, die integriert der Ordnung 1 sind.

2.4.2 Test auf Integration

Die einfache lineare Regression (OLS: Ordinary Least Squares) ist nur beschränkt auf nichtstationäre Prozesse anwendbar. Es wird, wie schon beschrieben, häufig eine zu hohe Anpassung in den Daten dargestellt, die in der Realität nicht gegeben sein muß.

Es liegt also ein integrierter Prozeß der Ordnung d vor, wenn eine d -malige Differenzenbildung zu stationären Variablen führt:

$$x_t \rightarrow I(d)$$

Der Einheitswurzeltest²⁴ dient der Ermittlung des Integrationsgrades und ist damit auch ein Test auf Integration²⁵ oder Stationarität und sollte vor der Regression angewandt werden, um die Voraussetzung der Stationarität zu überprüfen. Hierzu dient zum Beispiel der Dickey-Fuller-Test:²⁶

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

Diese einfache Form eines autoregressiven Prozesses dient als Ausgangsgleichung. Wenn der Parameter nicht signifikant kleiner 1 ist, dann folgt ein Random-Walk-Prozeß, der nichtstationär ist (Nullhypothese). Um gegen Null testen zu können, kann man die Gleichung umstellen (Abziehen von y_{t-1} auf jeder Seite):

$$y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} - y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + u_t = \delta y_{t-1} + u_t$$

Nur wenn ρ kleiner als 1 ist, kann δ kleiner als Null sein. Somit muß man nur die Negativität von δ durch einen linksseitigen Test nach der Regression der obigen Gleichung prüfen:

$H_0: \delta = (>) 0$ ablehnen führt zu

$H_1: \delta < 0$ ($\rho < 1$) also ist Variable integriert der Ordnung 0 (stationär)

Der errechnete t -Wert (OLS-Parameter dividiert durch jeweilige geschätzte Standardabweichung) muß kleiner als der (negative) tabellarische kritische Wert sein, um die Nullhypothese abzulehnen (Stationarität). Falls keine Ablehnung erfolgt, wiederholt man mit den Differenzen der Differenzen (integriert der Ordnung 1) usw.

²⁴Vgl. Darnell, S. 411 ff.

²⁵Vgl. Eckey, S. 205 ff.

²⁶Dickey/ Fuller (1979), S. 427 ff. und Dickey/ Fuller (1981), S. 1057 ff.

Die Funktionalität dieses Tests ist nur bei erfüllten klassischen Annahmen²⁷ des multiplen Regressionsmodells gegeben. Bei autokorrelierten Störtermen benutzt man den erweiterten (augmented) Dickey-Fuller-Test (ADF), der die Autokorrelation der Störterme approximiert, indem verzögert endogene Variablen als zusätzliche Regressoren eingeführt werden:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t = 0.$$

2.4.3 Engle-Granger-Methode²⁸ zum Test auf Kointegration

Folgende Schritte werden vorgenommen, um mehrere Variablen auf Kointegration zu überprüfen.²⁹

1. Untersuchung jeder einzelnen Variable auf Integrationsgrad
2. OLS-Untersuchung der Variablenbeziehung (z.B. Regressionsgleichung mit zwei Variablen: $y_t = a + bx_t + u_t$)
3. Residuen aus statistischer Regression auf ihre Stationarität prüfen (Einheitswurzeltest), bei Ablehnung der Nullhypothese (Nichtstationarität) folgt Kointegration, Verzerrungen sind bei hohem R^2 vernachlässigbar

Folgendes Problem könnte dabei auftreten: welche Variable wählt man als endogene und welche als exogene Größe? Eine mögliche Lösung wäre es, die Kombination von Variablen zu wählen, bei der die OLS-Schätzung das größte R^2 gibt³⁰ (Verzerrung wird dadurch kleiner).

Als Residuentest auf Stationarität wählt man zum Beispiel den schon erwähnten Einheitswurzeltest, der hier auf die Residuen angewandt wird:

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + v_t$$

Der Test wurde hier als ADF-Test dargestellt (da eine hohe Autokorrelation in den Residuen steckt) und führt zur Annahme von Kointegration, wenn δ signifikant negativ ist. Eine zu klärende Entscheidung wäre dabei die maximale Länge des Lags dieser Beziehung.

Da die Residuen geschätzt und nicht beobachtet sind, gelten nicht mehr die kritischen Werte des traditionellen Einheitswurzeltests. Die Residuen werden ja durch die Regression (gerade bei steigender Variablenzahl) so berechnet, daß sie möglichst stationär erscheinen, damit müssen die kritischen Werte abhängig von der Variablenzahl steigen.

²⁷Zu den klassischen Eigenschaften vgl. Cuthbertson, K./ Hall, S. G./ Taylor, M. P., S. 2 f.

²⁸Vgl. Engle/ Granger, S. 251 ff.

²⁹Vgl. Cuthbertson, S. 133.

³⁰Vgl. Eckey, S. 214.

2.4.4 Fehler-Korrektur-Modell³¹

Wenn zwei Variablen kointegriert sind CI(1,1), läßt sich der dynamische Anpassungsprozeß an das langfristig geltende Gleichgewicht stets im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells (Error-correction-Modell) beschreiben (Granger-Repräsentationstheorem³²):

$$\Delta y_t = \underbrace{\alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + \beta_0 \Delta x_t + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta x_{t-q}}_{\text{kurzfristige Information}} + \underbrace{\gamma_1 (y_{t-1} - a - bx_{t-1})}_{\text{langfr. Info}}$$

Die Änderungen der endogenen Variablen sind hier bestimmt durch die zeitlich verzögerten Veränderungen der endogenen Variablen, durch Veränderungen exogener Variablen in laufenden und in früheren Perioden (kurzfristige und langfristige Dynamik des Modells).

Der Term $y-a-bx$ dient als Fehlerkorrekturmechanismus, der die Information über den langfristigen Niveauezusammenhang der einbezogenen Größen enthält.

Mit der oben getroffenen Annahme – CI(1,1) – stellt jede der in diesem Modell enthaltenen Variable nach der Bildung der ersten Differenzen eine stationäre Größe dar. Außerdem muß damit auch das Residuum (langfr. Info) als Ergebnis der Linearkombination eine stationäre Größe sein. Das Instrumentarium der Regressions- und Korrelationsanalyse ist somit ohne Einschränkungen anwendbar.

2.4.5 Zusammenfassung der Arbeitsschritte

Im folgenden werden die theoretischen Ausführungen zur neuen Berechnungsmethode, in der Arbeit auf das Fehler-Korrektur-Modell begrenzt, zusammengefaßt.

Problemstellung:

- Allgemein: Verwendung des OLS-Instrumentariums zur Ermittlung eines linearen Zusammenhangs zwischen (zwei) Zeitreihen.
- In dieser Arbeit insbesondere: ist die Korrelation der periodischen Steigerungsraten ausreichend (d.h. erste Differenzen der zu analysierenden Daten), oder ist die Korrelation der Levels wegen eines langfristigen Zusammenhangs trotz der offensichtlichen Scheinkorrelation ebenfalls in Betracht zu ziehen (Verwendung des Fehler-Korrektur-Modells prüfen)?

³¹Vgl. Eckey, S. 205 ff.

³²Vgl. Engle/ Granger, S. 251 ff.

Arbeitsschritte

Da das Ziel dieser Untersuchung die Verwendung des Fehler-Korrektur-Modells ist, beschränkt sich die Übersicht auf die Bildung erster Differenzen zur Ermittlung stationärer Prozesse. Das ist der für ökonomische Zusammenhänge typische Fall.

1. Überprüfung der Daten auf Stationarität → Einheitswurzeltest (DF-/ ADF-Test)

- Stationarität ist Voraussetzung für die Verwendung des Instrumentariums der Regressionsanalyse
- 3 Bedingungen für Stationarität: Mittelwert-, Varianz- und Kovarianzstationarität

Daten sind nicht stationär → $I(?)$, $? > 0$

Die Ergebnisse nach OLS sind nicht interpretierbar. Der Korrelationskoeffizient kann nicht interpretiert werden (Scheinkorrelation). Wenigstens eine Datenreihe hat einen Trend und/ oder veränderliche Varianzen, z.B.:

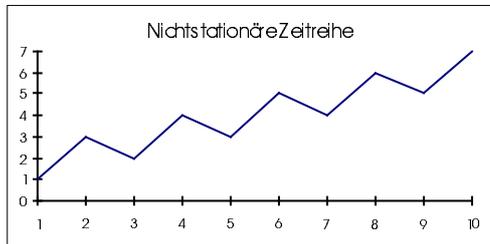


Abbildung 1: Nichtstationäre Zeitreihe

Daten sind stationär → $I(0)$

Das OLS-Instrumentarium, d.h. hier insbes. der Korrelationskoeffizient, ist ohne Einschränkung anwendbar. Die Datenreihen haben z.B. folgenden Verlauf:

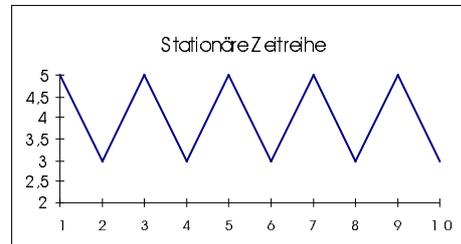


Abbildung 2: Stationäre Zeitreihe

2. Überführung in stationäre Variablen durch einmalige Differenzbildung

Bei ökonomischen Zusammenhängen meist Verwendung der ersten Differenzen, d.h. der periodischen Veränderungsraten, möglich. **Aber:** Information zu langfristigem Zusammenhang geht verloren.

möglich

nicht möglich

3. Konzept der Kointegration

OLS-Instrumentarium nicht sinnvoll anwendbar (beim hier nicht betrachteten Fall einer höheren Differenzbildung u.U. dennoch sinnvoll verwendbar/ Interpretationsproblem).

Engle-Granger-Methode zum Test auf Kointegration

⇒ Grundgedanke: Es besteht ein langfristiger Zusammenhang, der jedoch nicht in allen Zeitpunkten erfüllt ist (gemeinsamer stochastischer Trend).

⇒ Voraussetzungen prüfen:

1. Sind (beide) Größen integriert mit gleichem Integrationsgrad $I(x_t) = I(y_t)$?
→ Einheitswurzeltest (DF-/ ADF-Test)
2. OLS-Untersuchung ($y_t = a + bx_t + u_t$) der Variablenbeziehung zur Überprüfung dieser Form der Linearkombination beider Größen auf geringeren Integrationsgrad: Residuen mittels Einheitswurzeltest (DF-/ ADF-Test) auf Stationarität prüfen.

Residuen sind stationär

Residuen sind nicht stationär

- Konzept der Kointegration ist nicht anwendbar. Es ist keine sinnvolle Aussage über den Zusammenhang möglich.

4. Fehler-Korrektur-Modell (Error-correction-Modell) anwendbar

⇒ Wenn signifikant: Aussage über kurzfristigen und langfristigen Zusammenhang möglich.

3 Datengrundlage

3.1 Einleitung

Gesucht sind Indikatoren, die die Entwicklung der einzelnen Vermögensgüter möglichst genau widerspiegeln. Bei der Auswahl der hier verwendeten Indikatoren wurde besonders auf ihre Repräsentativität, eine vergleichbare Indexberechnung und identische längerfristige Betrachtungszeiträume geachtet.³³ Außerdem sollten sie eine praktisch realisierbare Anlage darstellen.

Für den deutschen Aktienmarkt ist der DAX ein führender Aktienmarktindikator, für den Rentenmarkt nimmt der REX bzw. REXP eine ähnliche Stellung ein.³⁴ Als Indikatoren für den Immobilienmarkt wurden die beiden deutschen Immobilienaktienindizes³⁵ DIMAX und WLBI sowie ein aus den Kursen von fünf Immobilienfonds ermittelter Index (oIF-Index) genutzt.

Für den Immobilienmarkt existiert bislang kein dominierender Indikator, der die Entwicklung bzw. Performance dieser Vermögensklasse mißt.³⁶ Daher wurden verschiedene Indikatoren verwendet, zumal den Immobilienaktienindizes aufgrund des enthaltenen Aktienmarktrisikos eine nur begrenzte Indikatorfunktion für den Immobilienmarkt zugeschrieben wird.³⁷ Direkt aus dem Immobilienmarkt abgeleitete Performanceindizes gelten in dieser Hinsicht als effizienter. Sie beschreiben die Entwicklung direkter Immobilieninvestments. Im Gegensatz dazu handelt es sich bei den o.g. und in der Arbeit verwendeten um indirekte Investments, d.h. gleiche Rechte verbriefende und damit fungible Anteile an einem Immobilienbestand.

Aber auch die direkt abgeleiteten Indizes sind umstritten, zumal es sich meist um auf Bewertungen basierende Indizes handelt. Ein wesentlicher Mangel besteht hier in der verzögerten Wiedergabe der Informationen.³⁸ In dieser Arbeit wurden sie nicht berücksichtigt, da ein allgemein akzeptierter Index nicht existiert, der zudem noch über einen längeren Zeitraum und mit genügend Daten vorliegt (anstelle der oft nur vorhandenen Jahresdaten).³⁹

³³Soweit übertragbar. Vgl. dazu und zu weiteren Anforderungen an eine Vergleichbarkeit z.B. Breit, S. 47.

³⁴Wobei hier der Bund-Future im Vergleich zum Aktienmarkt eine relativ größere Bedeutung hat.

³⁵Der in der Studie der Apotheker- und Ärztebank erstellte APO-Bank-Referenzindex Immobilienaktien bleibt unberücksichtigt. Dieser gewichtete, aus vier Werten bestehende Immobilienaktienindex hat keine Marktbedeutung erlangt. Zum Index vgl. o.V. (IZ vom 10.08.1995), S. 10.

³⁶Ein nach dem Vorbild des für den englischen Immobilienmarkt führenden IPD-Performanceindex konstruierter Index existiert seit kurzem auch in Deutschland. Die Initiativen zur Schaffung eines Immobilienmarktindikators haben sich auch insgesamt verstärkt. Vgl. diverse Veröffentlichungen der Investment Property Datenbank z.B. IPD (Hrsg.), DID/ IPD, S. 2 ff., o.V. (FAZ vom 13.11.1998), S. 49, Eustergerling, S. 95 ff. oder Hamm/ Henry/ Wiktorin, S. 118 ff.

³⁷Das wird z.B. aus dem engeren Zusammenhang mit dem Aktienmarkt im Vergleich zu direkt aus dem Immobilienmarkt abgeleiteten Indikatoren geschlossen. Dieser Mangel wäre mit Hilfe statistischer Verfahren behebbar. In dieser Form konstruierte deutsche Immobilienmarktindizes existieren bisher jedoch nicht. Zudem beeinträchtigen fehlende Angaben zum Wert des Immobilienvermögens vieler Immobilien-AGs ihre Indikatorfunktion. Vgl. u.a. Froot, S. 64 ff., Thomas, S. 145 ff., Lausberg, S. 9, Case/ Shiller/ Weiss, S. 85, Giliberto S. 95 f. sowie die dort aufgeführte Literatur.

³⁸Gyourko/ Keim zeigten für den amerikanischen Immobilienmarkt und den Zeitraum 1977 - 1991 (jeweils viertes Quartal), daß um das Aktienmarktrisiko bereinigte Immobilienaktienindizes die - anhand der Leerstandsrate gemessene - Lage am Immobilienmarkt schneller widerspiegeln als auf Bewertungen basierende Indizes. Vgl. Gyourko/ Keim, S. 39 ff.

³⁹Vgl. zu direkt abgeleiteten Indizes z.B. Thomas, S. 74 ff.

Bei der Interpretation der Ergebnisse ist die Berücksichtigung der Definition des Begriffs "Immobilienmarkt" wichtig. Für die in den Immobilienaktienindizes erfaßten Gesellschaften zählt Vermietung und Verpachtung, Immobilienverwaltung, Immobilienhandel, Projektentwicklung und Immobilienberatung zum Immobiliengeschäft und beschreibt damit die Lage am Immobilienmarkt.⁴⁰ Diese Definition bzw. Zusammenfassung der Gesellschaften in einem Index wurde wegen der geringen Anzahl der Player je Geschäftsart gewählt,⁴¹ auch wenn unter Immobilienaktien im allgemeinen Gebrauch die Kapitalanlage in Immobilien verstanden wird (d.h. Immobilienverwaltung und -handel bzw. Management eines Immobilienbestandes).⁴² Auch der vom Bankhaus Ellwanger & Geiger entwickelte European Property Stock Index "E&G EPIX" erfaßt anders als der DIMAX nur Gesellschaften, deren absoluter Geschäftsschwerpunkt auf dem Management von Bestandsimmobilien liegt.⁴³ Gleiches gilt für den im Rahmen des Forschungsprojektes „Immobilieninvestment“ an der Universität Mannheim entwickelten Index deutscher Immobilienaktiengesellschaften (22 Gesellschaften, seit 12/1975, Performanceindex). In ihn gehen nur Gesellschaften ein, die Immobilien zur Vermietung erwerben. Dieser Index konnte jedoch nicht verwendet werden, da er Teil einer nicht abgeschlossenen Forschungsarbeit und damit noch nicht verfügbar war.⁴⁴

Die Kapitalanlage in Immobilien ist jedoch der Geschäftsschwerpunkt der Immobilienfonds, die durch den oIF-Index erfaßt sind (Problem hier: Bewertung des Immobilienbestandes, s.u.).

Diese Definition kann v.a. zu zeitlichen Unterschieden führen, da z.B. die Projektentwicklung eher dem volkswirtschaftlichen Frühindikator Bauwirtschaft (Konjunkturlokomotive) zuzurechnen ist, während der Immobilienmarkt i.S. Vermietung/ Verpachtung/ Handel der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung mit etwa ein bis zwei Jahren Verzögerung folgt.⁴⁵ Außerdem wird die Wertentwicklung des Immobilienmarktes i.S. einer Anlage in Immobilien durch diese weite Definition verzerrt.⁴⁶

3.2 Verwendete Daten

3.2.1 Immobilienfonds-Index

Die Kurse der offenen deutschen Immobilienfonds werden durch Bewertung des Grundstücks-Sondervermögens des Fonds ermittelt. Das hat im Gegensatz zu den Immobilienaktienindizes den Vorteil, daß das Aktienmarktrisiko keine Auswirkungen hat. Die Kurse werden zwar täg-

⁴⁰Vgl. Ellwanger & Geiger (E&G-DIMAX), o.S. und WestLB Research GmbH (1996), S. 10.

⁴¹Vgl. o.V. (IZ vom 12.02.1998), S. 4.

⁴²Vgl. z.B. Adams/ Venmore-Rowland, S. 127, o.V. (Perspektiven Oktober 1998), S. 2 oder o.V. (FAZ vom 04.12.1998), S. V5.

⁴³Der E&G-EPIX wird seit Sommer 1998 berechnet. Er bildet die Performance europäischer Immobilienaktien seit 1988 ab. Vgl. Ellwanger & Geiger (E&G-EPIX) und o.V. (FAZ vom 04.12.1998), S. V5 oder o.V. (West-Site 11/98), S. 4 f.

⁴⁴Vgl. Bankhaus Ellwanger & Geiger (E&P EPIX), o.S. und <http://immo.bwl.uni-mannheim.de/serv03.htm>.

⁴⁵Vgl. u.a. Erdland, S. 30. Zur genaueren Darstellung der Immobilienmarktconjunktur vgl. Freiherr von Weichs/ Rebitzer, S. 41 ff.

⁴⁶Vgl. Thomas, S. 147.

lich veröffentlicht, es stehen jedoch keine täglich neu ermittelten Immobilienwerte zur Verfügung. Außerdem werden durch die Bewertung die "wahren" Werte i.d.R. geglättet wiedergegeben. Das ist v.a. auf die Subjektivität des Bewertungsvorgangs (bei periodischer Bewertung z.B. Orientierung am vorherigen Gutachten) und der Zusammenfassung der Bewertungsergebnisse eines Zeitraums zu einem Zeitpunkt zurückzuführen.⁴⁷ Die Kurse sind mindestens dreimal monatlich zu ermitteln.⁴⁸ Jedes Objekt ist einmal jährlich zu bewerten. Umfangreiche Vorschriften sichern eine hohe Bewertungsqualität.⁴⁹

Zu berücksichtigen ist, daß die Fonds einen Teil ihres Vermögens als Liquiditätsreserve halten müssen und in begrenztem Umfang in bestimmte Wertpapiere investieren können. Damit bestimmen weitere Vermögensgegenstände ihren Wert. Jedoch sind Fonds nach KAGG verpflichtet, mindestens 51% des Anlagekapitals in Immobilien zu investieren.⁵⁰ Die tatsächliche Quote lag in den letzten Jahren bei etwa 65%, und damit trotz z.T. untypisch hoher Mittelzuflüsse in dieser Zeit nur leicht unter dem langjährigen Niveau. Die einbezogenen Fonds wiesen Mitte 1998 folgende Quoten auf: DespaFonds 55,8%, Difa Nr. 1 53,2%, grundbesitz invest 82,5%, iii 1 67,8, iii 2 68,3%.⁵¹

Zur Konstruktion des Immobilienfonds-Index (oIF-Index) wurden die monatlichen Fondskurse mit dem gesamten Fondsvermögen Stand 30.09.1998 gewichtet, um die unterschiedliche Bedeutung der einzelnen Fonds ungefähr zu erfassen.⁵² Eine laufende Anpassung der Gewichte an das Fondsvermögen erfolgte nicht. Die Fonds haben im oIF-Index folgende Anteile: DespaFonds 34,90%, Difa Nr. 1 25,26%, grundbesitz invest 21,55%, iii 1 10,56% und iii 2 7,72%. Zur Gewichtung wurde das gesamte Fondsvermögen verwendet, weil diese Gelder zu 95% für Immobilieninvestitionen vorgesehen sind, und sich auch die Fondskurse auf das gesamte Vermögen beziehen. Der Index ist als Performanceindex berechnet, d.h. es wird unterstellt, daß die gesamten jährlichen Ausschüttungen sofort in den entsprechenden Fonds reinvestiert werden (steuerliche Effekte bleiben unberücksichtigt).

Die Fonds sind eine tatsächlich realisierbare Immobilienanlage. Ihr Auflegungsdatum war Grund für die betrachtete Zeitperiode seit 01/71. Die damit einbeziehbaren Fonds haben einen Anteil am Fondsvermögen aller offenen deutschen Immobilienpublikumsfonds mit Anlage-

⁴⁷Das ist eine allgemeine Kritik an Bewertungsindizes. Vgl. dazu Thomas, S. 233 ff. und die dort aufgeführte Literatur.

⁴⁸Vgl. Dembowski/ Ludewig/ Freye, S. 9.

⁴⁹Vgl. insbesondere die §§ 32 und 34 KAGG.

⁵⁰Vgl. § 26 KAGG in Verbindung mit § 8 Abs. 3 KAGG nach Dembowski/ Niebank/ Freye, S. 225 und S. 202 f.

⁵¹Ohne Grundstücke im Zustand der Bebauung. Vgl. BVI (Investment-Information), o.S.

⁵²Vgl. o.V. (HB vom 11./ 12.12.1998), S. 37, Zahlen nach Despa/ BVI. Der im Rahmen des Forschungsprojektes „Immobilieninvestment“ entwickelte Index deutscher offener Immobilienfonds (7 größten Fonds, seit 12/1975, Performanceindex) konnte nicht verwendet werden, da es sich um eine noch nicht abgeschlossene Forschungsarbeit handelte. Vgl. <http://immo.bwl.uni-mannheim.de/serv01.htm>.

schwerpunkt Deutschland von ca. 55%. Gleichzeitig war eine langfristige Betrachtung möglich. Ihre Entwicklung sollte die eines typischen Immobilieninvestments - offene Immobilienpublikumsfonds - abbilden.⁵³

3.2.2 E&G DIMAX⁵⁴

Der vom Bankhaus Ellwanger & Geiger erstellte E&G-DIMAX ist bis zum 30.12.1988 zurückverfolgbar. In ihn gehen alle Gesellschaften ein, die mindestens 75% von Umsatz und Ertrag im eingangs definierten Immobiliengeschäft erzielen. Ursprünglich lag die Grenze bei 90%. Die Veränderung wurde vorgenommen, um einige größere Unternehmen zu berücksichtigen. Die bisherige Nichtbeachtung der Bestandsriesen, die nicht nur im Immobilienbereich aktiv sind, wurde vielfach kritisiert. Nach Einschätzung von Ellwanger & Geiger ist aber "... trotzdem sichergestellt, dass auch in Zukunft nur solche Unternehmen im E&G-DIMAX enthalten sind, deren Kursentwicklung hauptsächlich von ihrem Erfolg im Immobiliengeschäft abhängt".⁵⁵ Die enthaltenen Werte werden im amtlichen Handel, im geregelten Markt oder im Freiverkehr notiert.

Die Konstruktion lehnt sich eng an die des DAX an.⁵⁶ Der Index ist als Laspeyres-Index konstruiert, als Performanceindex sind Kapitalveränderungen und Dividendenzahlungen berücksichtigt, die Gewichtung der Titel erfolgt nach dem Grundkapital, die Aufnahme oder Streichung einzelner Titel erfolgt analog der beim DAX. Der DIMAX wird auf Basis der täglichen Kassakurse berechnet und z.B. über Reuters veröffentlicht. Hier sind auch die Kursstände aller erfaßten Einzelwerte verfügbar. Ende 1998 waren 49 Werte mit einer Marktkapitalisierung von insgesamt ca. 16,5 Mrd. DM erfaßt.⁵⁷ Ein Vergleich mit der Kapitalisierung des Gesamtmarktes von Immobilienaktien ist wegen dessen ungenauer Definition schwierig. Da bezüglich der Marktkapitalisierung einzelner Werte keine Untergrenzen vorgeschrieben sind, ist davon auszugehen, daß ein Großteil des von Ellwanger & Geiger definierten Marktes erfaßt wird.

Für die Repräsentativität nachteilig ist der geringe Streubesitz einzelner einbezogener Werte.⁵⁸ Hinzu kommt eine teilweise geringe Marktkapitalisierung.⁵⁹ Wegen des engen Marktes müssen

⁵³Zum Vergleich: für Aktienindizes wird die Erfassung von 60 - 70% der gesamten Marktkapitalisierung empfohlen. Vgl. Richard, S. 53.

⁵⁴Vgl. Ellwanger & Geiger (E&G-DIMAX).

⁵⁵Ellwanger & Geiger (Pressemitteilung), o.S. Zur genannten Kritik vgl. u.a. o.V. (IZ vom 16.11.1995), S. 12.

⁵⁶Vgl. zum DAX auch Deutsche Börse AG (Leitfaden Aktienindizes).

⁵⁷Vgl. o.V. (FAZ vom 04.12.1998), S. V5.

⁵⁸Die DVFA empfiehlt hier 20%, die Deutsche Börse AG setzt beim DAX 15% als Aufnahmekriterium an. Nach einem groben Vergleich würden dadurch mindestens 18 bzw. 15 der 49 Gesellschaften aus dem Index fallen (es lagen nur zu 30 Titeln Streubesitzangaben vor). Vgl. o.V. (WestLB Research - Überblick), S. 27 und Ellwanger & Geiger (Titelübersicht), Deutsche Börse AG (Leitfaden Aktienindizes) und o.V. (IZ vom 16.11.1995), S. 12.

⁵⁹Bei Zugrundelegung der Indexkriterien für den E&G-EPIX, d.h. mindestens 100 Mio. DM Marktkapitalisierung, wären nach einem groben Vergleich mindestens 30% der erfaßten Titel nicht berücksichtigt worden (es lagen nur zu 30 Titeln Marktkapitalisierungsangaben vor). Vgl. Ellwanger & Geiger (E&G-EPIX), o.S., o.V. (WestLB Research - Überblick), S. 27 und Ellwanger & Geiger (Titelübersicht).

daher bei einigen Titeln Taxkurse herangezogen werden.⁶⁰ Das behindert eine objektive Preisfeststellung und beeinträchtigt die Aussagekraft des Index.

Bemängelt wird auch, daß aufgrund des 75% - Umsatz-Kriteriums wichtige Immobilienmarktteure wie Brau und Brunnen, Babcock-Borsig oder Botag fehlen, da ihre Umsätze im Immobilienbereich bei ca. 50% liegen.⁶¹ Problematisch sind weiter die fehlenden Angaben zum Wert des Immobilienvermögens der meisten Gesellschaften. Die WestLB geht für den WLBI (s.u.) davon aus, daß die Kursentwicklung hauptsächlich von der Erwartung der Anleger über die Entwicklung des Immobilienmarktes bestimmt wird.⁶² Ohne Informationen zum Immobilienengagement können die Investoren über Immobilienmarkteinflüsse aber nur rätseln.⁶³

Dennoch ist die Indikatorfunktion des E&G-DIMAX für die tatsächlich realisierbare Anlage "Immobilienaktien" insgesamt unbestritten. Das zeigt alleine die große Aufmerksamkeit, mit der er verfolgt und diskutiert wird (gemessen an der allgemeinen Berichterstattung und der einschlägigen Literatur).

3.2.3 WestLB-Immobilienwerte-Index, WLBI⁶⁴

Der WLBI beschreibt die Entwicklung von 12 Immobilienaktiengesellschaften seit 1990. Ihre Marktkapitalisierung betrug Ende 1998 ca. 12 Mrd. DM.

Es handelt sich um einen nach dem Grundkapital gewichteten Kursindex, der monatlich berechnet wird. Das bedeutet, daß er als Kursindex die Wertentwicklung einer tatsächlichen Anlage in Immobilienaktien unterbewertet.

Da nur wenige Immobilienaktien eine hinreichende Liquidität aufweisen, war eine Marktkapitalisierung des Streubesitzes von 10 Mio. DM wichtiges Kriterium für die Aufnahme in den Index. Drei anfangs enthaltene Werte wurden deshalb ersetzt. Sie unterschritten dauerhaft nachhaltig diese Grenze.⁶⁵ Außerdem wurden nur Werte berücksichtigt, die sich von der Unternehmensausrichtung als Immobilienwerte verstehen.⁶⁶

Im Vergleich zum DIMAX spricht für den WLBI, daß in ihm die größeren, liquiden Werte erfaßt sind,⁶⁷ Brau und Brunnen, Babcock-Borsig oder Botag jedoch auch nicht. Das Problem der fehlenden Angaben zum Wert des Immobilienvermögens beim E&G-DIMAX trifft auch auf den WLBI zu. Außerdem bleibt offen, ob die Einbeziehung von lediglich 12 Werten den

⁶⁰Vgl. Lausberg, S. 10 oder o.V. (IZ vom 16.11.1995), S. 12.

⁶¹Vgl. o.V. (IZ vom 16.11.1995), S. 12.

⁶²Vgl. WestLB Research GmbH (1996), S. 12.

⁶³Vgl. Lausberg, S. 9.

⁶⁴Vgl. WestLB Research GmbH (1996), S. 13 f.

⁶⁵Das betrifft die Ravensberger Bau Beteiligung, die Sinner AG und Steucon. Vgl. WestLB Research GmbH (1996), S. 13 und o.V. WestLB Research GmbH (1998), o.S.

⁶⁶Aus diesem Grund z.B. die ansich als Immobilienwert angesehene Brau und Brunnen AG.

⁶⁷Sowohl hinsichtlich des Streubesitzes als auch der Marktkapitalisierung. Vgl. WestLB Research GmbH (1996), S. 11 f. sowie Lausberg, S. 26.

deutschen Immobilienaktienmarkt tatsächlich repräsentativ abbildet. Jedoch ist auch die Indikatorfunktion des WLBI für eine realisierbare Anlage "Immobilienaktien" unumstritten.⁶⁸

3.2.4 Deutscher Aktienindex DAX⁶⁹

Der aus den 30 größten deutschen Aktienwerten bestehende, als Performanceindex gestaltete, kapitalgewichtete DAX soll ein umfassendes Bild des deutschen Aktienmarktes zeichnen (Zeitreihe ab 1959, 30.12.1987 Basis = 1000). Er ist ein Real-Time-Index, der alle 15 Sekunden neu berechnet und veröffentlicht wird.

Der DAX bildet weitgehend die Branchenstruktur der deutschen Volkswirtschaft ab. Für die Einbeziehung der Titel bzw. Änderung der Zusammensetzung werden folgende Kriterien verwendet:⁷⁰

- Zulassung der Gesellschaft zum amtlichen Handel oder geregelten Markt,
- mindestens ein Jahr börsennotiert,
- Festbesitz kleiner als 85% resp. Free Float mindestens 15% ,
- Verfügbarkeit im Markt (ohne konkrete Grenze, gemessen z.B. mit Hilfe der Stückumsätze oder der Anzahl der Kursfeststellungen),
- Anteil einer anderen Indexgesellschaft nicht über 75%,
- Umsatzstärke,
- Börsenkapitalisierung,
- regelmäßige Informationspolitik des Unternehmens,
- Branchenzugehörigkeit des Unternehmens bzw. Branchenrepräsentativität der deutschen Volkswirtschaft,
- Kontinuität des Index gewährleisten und Konzentration auf wenige Gesellschaften vermeiden:
 - geprüft anhand des Zeitraums, über den die Gesellschaft die Kriterien für eine Neuaufnahme/ Elimination erfüllt hat (Vergangenheitsbetrachtung) und
 - der Kapitalverflechtung mit anderen Indexgesellschaften (insbesondere Mehrheitsbeteiligungen).

Die Aufnahme in den DAX unterliegt damit sehr strengen Anforderungen. Außerdem wird seine Repräsentativität jährlich überprüft. Sie kann als gesichert angenommen werden und ist akzeptiert. Von der Marktkapitalisierung inländischer börsennotierter Unternehmen erfaßt der DAX etwa 60% und vom Aktienumsatz an deutschen Börsen ca. 75%.

Entsprechend der Konstruktion als Performanceindex werden alle Erträge, wie Dividendenzahlungen oder Bezugsrechtsgewährungen, nach der Operation Blanche⁷¹ wieder im Indexportfolio angelegt. Zugrunde liegt ihm die Laspeyres-Formel, die vierteljährlich verkettet wird.

⁶⁸Z.B. zieht Lausberg ihn wegen der höheren Liquidität der erfaßte Werte dem DIMAX vor. Vgl. Lausberg, S. 10.

⁶⁹Vgl. die Ausführungen, soweit nicht anders gekennzeichnet, mit Deutsche Börse (Leitfaden Aktienindizes).

⁷⁰Die Kriterien werden hier nur lose aufgezählt. Die Änderung der Zusammensetzung erfolgt jedoch in drei Schritten, d.h. nach einem genau beschriebenen Auswahlverfahren (zweiter Schritt ist die "35/35 Regel"). Vgl. Deutsche Börse AG (Leitfaden Aktienindizes), S. 6 und S. 27 f.

⁷¹Investition der Erträge in die Aktien, aus denen sie stammen und kein sonstiger Geldabfluß oder -zufluß.

Seine Berechnung wird laufend geprüft. Dem DAX liegt damit eine weitverbreitete Berechnungsformel zugrunde. An seine genaue Berechnung (Bereinigung, Verkettung) lehnt sich oft die Konstruktion anderer Indizes an (z.B. des DIMAX).

Wie eingangs dargestellt sind längerfristige Betrachtungen möglich. Außerdem handelt es sich um eine realisierbare Anlage, da alle einbezogenen Aktien verfügbar sind und dazu Fonds existieren, die sich in ihrer Zusammensetzung am DAX orientieren.

3.2.5 Deutscher Rentenindex REX/ REXP⁷²

”Der REX bildet den Markt der Staatspapiere (government bonds) am deutschen Rentenmarkt ab. Er beinhaltet alle Anleihen, Obligationen und Schatzanweisungen der Bundesrepublik Deutschland, des Fonds Deutsche Einheit sowie der Treuhandanstalt mit fester Verzinsung und einer Restlaufzeit zwischen einem halben und zehneinhalb Jahren.”⁷³ Das sind fast 90% der Börsenumsätze inländischer Emittenten.

”Der Performanceindex REXP mißt den gesamten Anlageerfolg am deutschen Rentenmarkt. Er erfaßt Preisänderungen und Zinserlöse und entspricht somit den international üblichen ’total return indices’. Ein solcher Index mißt die Wertentwicklung eines hypothetischen Portfolios, aus dem weder Geld abgezogen noch neues investiert wird.”⁷⁴

Dem REX bzw. REXP liegt das Notional-Bond-Konzept zugrunde. Das bedeutet konstante Restlaufzeiten und Kupons. Es handelt sich damit um gewichtete Durchschnittspreise aus synthetischen Anleihen mit konstanter Laufzeit. Basis bilden 30 idealtypische Anleihen mit ganzzahligen Laufzeiten von ein bis zehn Jahren und je drei Kuponhöhen von sechs, siebeneinhalb und neun Prozent. Die Laufzeiten wurden mit Hilfe einer Zinsstrukturanalyse der Zinszyklen seit 1969 gewichtet. Der REX resp. REXP kann als eine Anleihe mit einem 7,443% Kupon und einer Restlaufzeit von 5,49 Jahren betrachtet werden (bei Durchschnittskurs 100).

In Zusammenarbeit mit Reuters werden minütlich Mittelkurse aus den Bid- und Ask-Quotes berechnet, die von verschiedenen Brokerhäusern unmittelbar in das Reuters-System eingegeben werden. Die Kassakurse der o.g. Papiere dienen zur Indexberechnung anhand von Börsenpreisen. Monatsultimokurse sind seit 1967 verfügbar.

Aufgrund des erfaßten Umsatzvolumens und der Berechnung, insbesondere der gewichteten Abbildung der Laufzeitbereiche, kann eine Indikatorfunktion für den deutschen Rentenmarkt angenommen werden. Sie läßt sich zudem aus der breiten Verwendung des REX resp. REXP

⁷²Vgl. die Ausführungen insbesondere mit Deutsche Börse AG (Leitfaden Rentenindizes).

⁷³Deutsche Börse AG (Leitfaden Rentenindizes), S. 3.

⁷⁴Deutsche Börse AG (Leitfaden Rentenindizes), S. 3.

als Indikator für den deutschen Rentenmarkt schließen. Die Berechnung als gewichteter Kurs- bzw. Performanceindex ist ein typisches Vorgehen. Längerfristige Betrachtungen sind möglich. Die in die Indexberechnung eingehenden Papiere sind verfügbar, so daß es sich um eine realisierbare Anlage handelt. Allerdings ist eine genaue Abbildung wegen des Notional-Bond-Konzepts nur theoretisch denkbar, denn die sich verkürzenden Restlaufzeiten würden eine laufende Umschichtung erfordern. Das ist jedoch ein generelles Problem bei Anleihen, so daß dieses Konzept dennoch allgemein akzeptiert ist.

4 Analyse des kurz- und langfristigen Zusammenhangs zwischen Immobilien-, Aktien- und Rentenanlagen

4.1 Einleitung und Übersicht zu den Ausgangsdaten

Den Berechnungen liegen die monatlichen Schlußstände der verwendeten Daten zugrunde. Sie wurden vornehmlich mit dem Ökonometrieprogramm MicroFIT 4.0 durchgeführt.

Um die Problematik des kurz- und langfristigen Zusammenhangs zwischen ihnen zu illustrieren, sollen einleitend die Verläufe aller fünf Indizes (Level) und die ersten Differenzen dieser Datenreihen (absolute monatliche periodische Veränderungen) dargestellt werden. Bei der Betrachtung der in Gliederungspunkt 2.4.5 dargestellten typischen nichtstationären und stationären Zeitreihen ist zu erwarten, daß es sich bei den Indizes um nichtstationäre Zeitreihen handelt (was spätere Berechnungen bestätigen).

Außerdem soll noch auf zwei Aspekte hingewiesen werden:

Erstens wurden anstelle der im Finanzbereich meist verwendeten prozentualen monatlichen Veränderungen die absoluten periodischen Veränderungen (ersten Differenzen) für die Berechnung und Beschreibung des kurzfristigen Zusammenhangs herangezogen. Naturgemäß weichen beide Veränderungen voneinander ab (zur graphischen Darstellung vgl. Anlage 2). Eine Berechnung des Fehlerkorrekturmodells anhand der prozentualen Veränderungen wäre jedoch nicht möglich. Durch die Relativierung können die Daten nicht mehr als erste Differenzen der Ausgangsdaten (Level) betrachtet werden, was aber notwendig ist. Da die Aussagen über nicht berücksichtigte langfristige Zusammenhänge davon jedoch unberührt sind (Aussage über Level als Ausgangsdaten), kann auf diese Weise verfahren werden. Auch ergeben sich bei Korrelationskoeffizienten zwischen den prozentualen Veränderungen und den absoluten ersten Differenzen überwiegend gleiche signifikante Zusammenhänge, Abweichungen bestehen eher in der signalisierten Stärke des Zusammenhangs (vgl. Gliederungspunkt 4.2 und Anlage 2).

Zweitens wurde auf die oft anzutreffende Analyse logarithmierter Datenreihen verzichtet. Es können streng genommen nur Aussagen über den Zusammenhang der logarithmierten Datenreihen getroffen werden, was in aller Regel nicht beabsichtigt wird. Eine Übertragung der Ergebnisse auf die ursprünglichen Daten ist nicht einwandfrei möglich, denn durch die hervorgerufene Glättung gehen Informationen verloren. Das kann dazu führen, daß zwischen

den logarithmierten Reihen Zusammenhänge festgestellt werden, die zwischen den stärker schwankenden ursprünglichen Daten nicht existieren, oder daß die ursprünglichen Daten gar nicht stationär, die OLS-Instrumentarien damit gar nicht anwendbar sind.

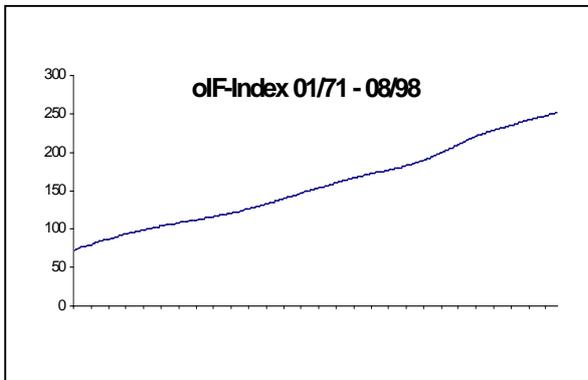


Abbildung 3: oIF-Index

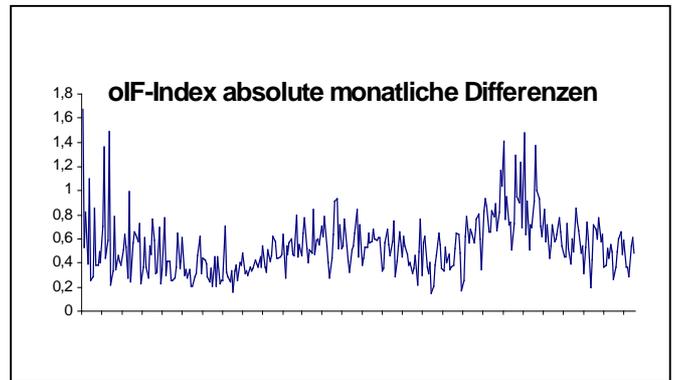


Abbildung 4: oIF-Index Differenzen

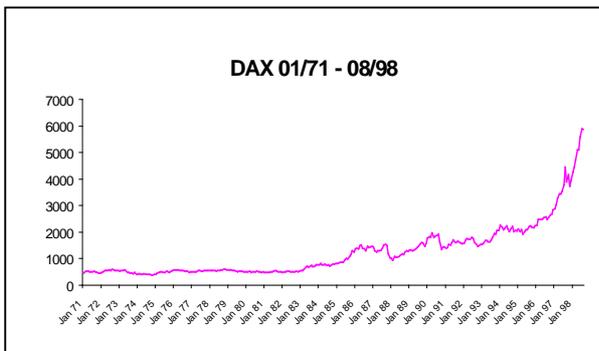


Abbildung 5: DAX

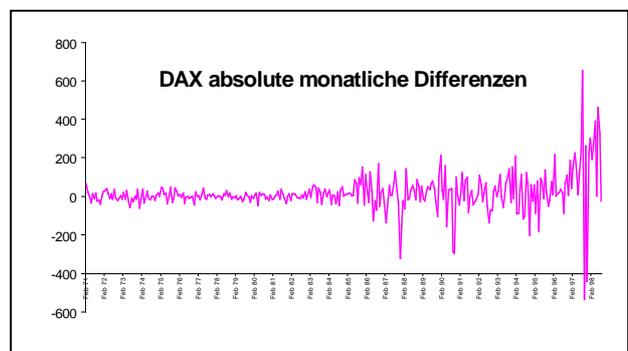


Abbildung 6: DAX Differenzen

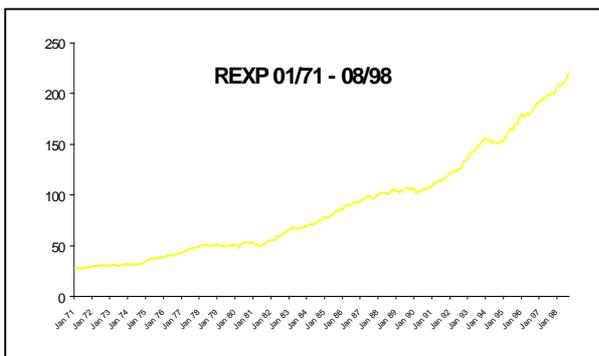


Abbildung 7: REXP

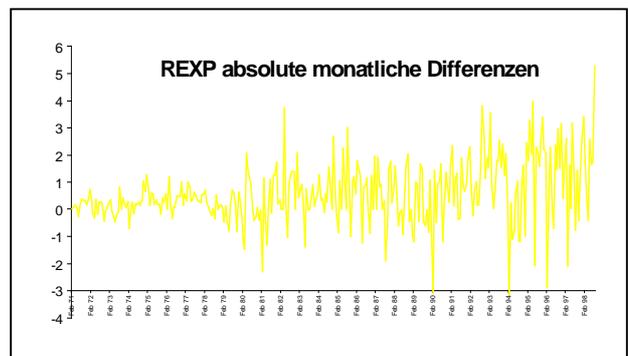


Abbildung 8: REXP Differenzen

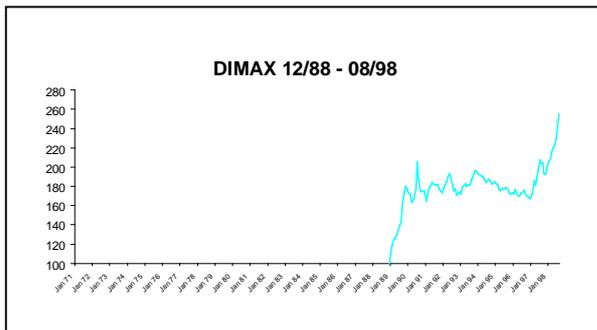


Abbildung 9: DIMAX

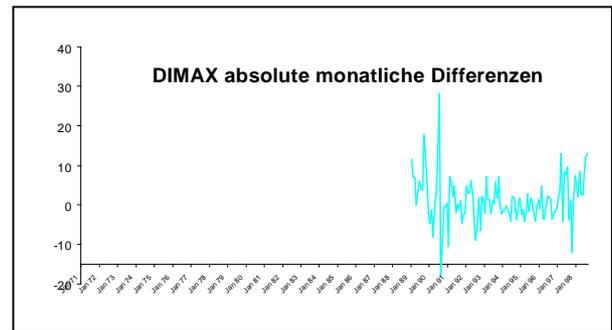


Abbildung 10: DIMAX Differenzen

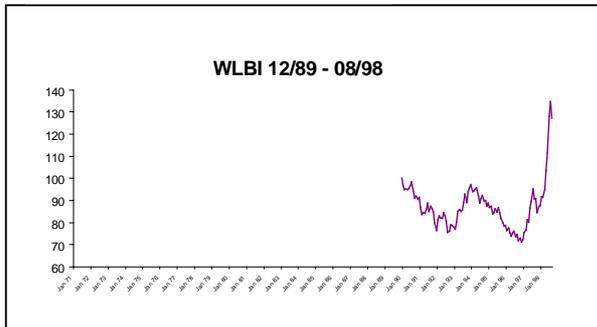


Abbildung 11: WLBI

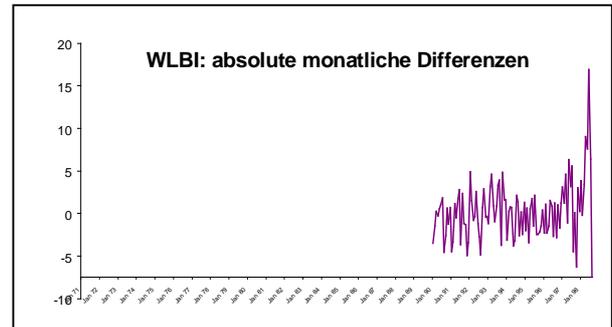


Abbildung 12: WLBI Differenzen

Die anhand der Grafiken zu den Differenzen z.T. zu vermutende Annahme der Heteroskedastizität – bspw. beim DAX – konnte in keinem Fall nachgewiesen werden.

4.2 Berechnung der Korrelationskoeffizienten

Die Analyse der Korrelationskoeffizienten mußte wegen der unterschiedlichen Länge der Datenreihen in drei Zeitperioden unterteilt werden, da der oIF-Index seit 01/71, der DIMAX jedoch erst seit 12/88 und der WLBI erst seit 12/89 vorliegen. Es wurden jeweils die Korrelationskoeffizienten zwischen den für die Perioden vorhandenen Indizes bestimmt und auf Signifikanz überprüft (Irrtumswahrscheinlichkeit in allen Fällen 5%). Am Ende des Abschnitts werden die wesentlichen Ergebnisse kurz zusammengefaßt.

4.2.1 Die Datenreihen für den Zeitraum 01/71 – 08/98

Für den Zeitraum 01/71 - 08/98 standen folgende Daten zur Verfügung: DespaFonds, Difa Nr. 1, grundbesitz invest, iii 1, iii 2, oIF-Index, DAX, REXP.

Der Vergleich der Korrelationskoeffizienten zwischen den Indexverläufen (Leveln), wobei ihre Nichtstationarität unbeachtet bleibt, und den ersten absoluten monatlichen Differenzen bringt die erwarteten Ergebnisse: Die Koeffizienten zwischen den Indexverläufen sind sehr hoch und lassen wie erwartet auf einen äußerst engen Zusammenhang zwischen den Datenreihen schließen. Alle Koeffizienten sind signifikant.

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den absoluten periodischen Veränderungen sind deutlich geringer und nicht in allen Fällen signifikant. Auffällig ist vor allem, daß zwischen dem

DAX und den anderen Datenreihen in keinem Fall ein Zusammenhang festgestellt werden konnte (siehe Tabellen 3 und 4).

Die folgenden Tabellen zeigen die ermittelten Koeffizienten zwischen den seit 01/71 vorhandenen Datenreihen im Einzelnen. Die den oIF-Index bildenden Immobilienfonds wurden hier auch gesondert betrachtet.

Geschätzte Korrelationsmatrix zwischen den Indexverläufen (332 Daten):

	DESPA	DIFA1	iii 1	iii 2	GRUNDB	oIF-Index	DAX	REXP
DESPA	1.0000	.99929	.99925	.99854	.99887	.99986	.85735	.98194
DIFA1		1.0000	.99797	.99730	.99858	.99971	.85732	.98034
iii 1			1.0000	.99607	.99701	.99832	.85869	.98256
iii 2				1.0000	.99607	.99832	.86367	.98438
GRUNDB					1.0000	.99913	.84386	.97405
oIF-Index						1.0000	.85615	.98074
DAX							1.0000	.92074
REXP								1.0000

Tabelle 2: Korrelation der Level der Datenreihen 01/71 – 08/98

Alle Regressionsparameter sind signifikant, die Bestimmtheitsmaße können als Quadrat des jeweiligen Korrelationskoeffizienten ermittelt werden.

Geschätzte Korrelationsmatrix zwischen den ersten Differenzen = D (331):

	DDESPA	DDIFA1	Diii 1	Diii 2	DGRUNDB	oIF-Index	DDAX	DREXP
DDESPA	1.0000	.14608	.33964	.22017	.18262	.62486	-.075394	.34755
DDIFA1		1.0000	.22806	.18029	.035173	.79099	.0083603	.015892
Diii 1			1.0000	.63943	.22427	.55278	-.059422	.28317
Diii 2				1.0000	.18439	.44234	-.044785	.21013
DGRUNDB					1.0000	.37808	.027680	.097327
oIF-Index						1.0000	-.030869	.23738
DDAX							1.00000	-.068954
DREXP								1.0000

Tabelle 3: Korrelation der ersten Differenzen der Datenreihen seit 01/71 – 08/98

F-Statistik zur Modellevaluation bei den Variablen mit ersten Differenzen, d.h. Überprüfung der Signifikanz des Zusammenhangs zwischen den ersten Differenzen (332):

	DDESPA	DDIFA1	Diii 1	Diii 2	DGRUNDB	oIF-Index	DDAX	DREXP
DDESPA	-	7.2246	43.0615	16.8413	11.4010	211.0901	1.8808	45.2002
DDIFA1		-	18.0502	11.0530	.40752	549.9000	.022997	.083109
Diii 1			-	227.562	17.4233	144.7637	1.1658	28.6806
Diii 2				-	11.5801	80.0354	.25226	15.1973
DGRUNDB					-	54.8734	.26116	3.1463
oIF-Index						-	.31380	19.6465
DDAX							-	7.6027
DREXP								-

Tabelle 4: Signifikanz der Korrelation der ersten Differenzen der Datenreihen seit 01/71 – 08/98

Bei jeder Variablenkombination wurde eine Regression gerechnet und das Modell geprüft, indem das Bestimmtheitsmaß gegen Null getestet wurde. Es wurde geprüft, ob der F-Wert größer ist als der tabellarische Wert $F(0.95, 1, 329) = 3.8698$. In diesem Fall wird die Hypothese $H_0: R^2=0$ abgelehnt und das Modell als gültig erklärt. Entsprechend der Beziehung zwischen Bestimmtheitsmaß und Korrelationskoeffizient kann der Zusammenhang in der Korrelationsmatrix als signifikant angenommen werden (grau markierte Zellen).

4.2.2 Die Datenreihen für den Zeitraum 12/88 – 08/98

Für den Zeitraum 12/88 - 08/98 wurden folgende Datenreihen analysiert: DIMAX, oIF-Index, DAX, REXP.

Es zeigt sich wiederum, daß die Zusammenhänge zwischen den Indexverläufen (Leveln) deutlich über denen zwischen den ersten Differenzen liegen und signifikant sind.

Zwischen den ersten Differenzen konnte hingegen in allen drei Fällen kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden (Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils 5%). Das ist bemerkenswert, wird zwischen DIMAX und DAX wegen des in Immobilienaktienindizes wiederholt nachgewiesenen Aktienmarktrisikos doch ein Zusammenhang erwartet, was die Korrelationskoeffizienten zwischen DIMAX und DAX - sie sind am höchsten - auch andeuten.

Geschätzte Korrelationsmatrix zwischen den Indexverläufen (117 Daten):

	oIF-Index	DAX	REXP
DIMAX	.59749	.69724	.58026

Tabelle 5: Korrelation der Level der Datenreihen 12/88 – 08/98

Alle Regressionsparameter sind signifikant, die Bestimmtheitsmaße können als Quadrat des jeweiligen Korrelationskoeffizienten ermittelt werden.

Geschätzte Korrelationsmatrix zwischen den ersten Differenzen (116):

	DoIF-Index	DDAX	DREXP
DDIMAX	.0024745	.17385	.080672

Tabelle 6: Korrelation der ersten Differenzen der Datenreihen 12/88 – 08/98

F-Statistik zur Modellevaluation bei den Variablen mit ersten Differenzen, d.h. Überprüfung der Signifikanz des Zusammenhangs zwischen den ersten Differenzen (116, tabellarischer Wert $F(0.95, 1, 114) = 3.9243$):

	DoIF-Index	DDAX	DREXP
DDIMAX	.6980E-3	3.5529	.74676

Tabelle 7: Signifikanz der Korrelation der ersten Differenzen der Datenreihen 12/88 – 08/98

4.2.3 Die Datenreihen für den Zeitraum 12/89 – 08/98

Für den Zeitraum 12/89 – 08/98 wurden folgende Datenreihen untersucht: WLBI, DIMAX, oIF-Index, DAX und REXP.

Bemerkenswert ist hier, daß zwischen WLBI und oIF-Index bzw. REXP auch zwischen den Indexverläufen (Leveln) kein signifikanter Zusammenhang festgestellt werden konnte. Immobilienaktien und Immobilienfonds bzw. Rentenwerte (resp. das Zinsniveau) entwickelten sich in der betrachteten Periode offensichtlich unabhängig voneinander, denn es ist in diesem Falle nicht einmal ein langfristiger Zusammenhang zwischen WLBI und oIF-Index bzw. REXP zu vermuten.

Geschätzte Korrelationsmatrix zwischen den Indexverläufen (105 Daten):

	oIF-Index	DIMAX	DAX	REXP
WLBI	.023458	.77206	.50986	.10174

Tabelle 8: Korrelation der Level der Datenreihen 12/89 – 08/98

F-Statistik zur Modellevaluation bei den Variablen (Leveln), d.h. Überprüfung der Signifikanz des Zusammenhangs zwischen den Indexverläufen (105, tabellarischer Wert $F(0.95, 1, 102) = 3.9343$):

	oIF-Index	DIMAX	DAX	REXP
WLBI	.056710	152.0034	36.1804	1.0773

Tabelle 9: Signifikanz der Korrelation der Level der Datenreihen 12/89 – 08/98

Geschätzte Korrelationsmatrix zwischen den ersten Differenzen (104):

	DoIF-Index	DDIMAX	DDAX	DREXP
DWLBI	-.0067494	.48908	.21794	.058967

Tabelle 10: Korrelation der ersten Differenzen der Datenreihen 12/89 – 08/98

F-Statistik zur Modellevaluation bei den Variablen mit ersten Differenzen, d.h. Überprüfung der Signifikanz des Zusammenhangs zwischen den ersten Differenzen (104, tabellarischer Wert $F(0.95, 1, 102) = 3.9343$):

	DoIF-Index	DDIMAX	DDAX	DREXP
DWLBI	.0046468	32.0687	5.0862	.35591

Tabelle 11: Signifikanz der Korrelation der Level der Datenreihen 12/89 – 08/98

4.2.4 Zusammenfassung der Korrelationsergebnisse

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Indexverläufen (Leveln) war mit über 0,99 zwischen den oIF-Index und REXP sowie den Immobilienfonds untereinander teilweise extrem hoch. Lediglich in zwei Fällen (WLBI und oIF-Index, WLBI und REXP) konnte kein Zusammenhang festgestellt werden. Das bedeutet, daß in fast allen Fällen ein langfristiger Zusammenhang zwischen den Datenreihen vermutet werden kann.

Die Korrelation der ersten Differenzen war deutlich niedriger und in weniger Fällen signifikant. Zwischen den Immobilienfonds untereinander konnte in jedem Fall ein Zusammenhang nach-

gewiesen werden, ebenso wie zwischen REXP/ DespaFonds, REXP/ iii 1, REXP/ iii 2, REXP/ oIF-Index, REXP/ DAX (alle 01/71-08/98), WLBI/ DIMAX und WLBI/ DAX (12/89-08/98).

4.3 Das Fehler-Korrektur-Modell

Mit Hilfe des Fehler-Korrektur-Modells soll nun geprüft werden, ob zwischen den Datenreihen tatsächlich ein langfristiger Zusammenhang besteht, der von den Korrelationskoeffizienten zwischen den Leveln signalisiert jedoch wahrscheinlich überbewertet wird.

4.3.1 Test auf Stationarität

Entsprechend dem in Gliederungspunkt 2 formulierten Vorgehen beim Fehler-Korrektur-Modell müssen im ersten Schritt die Daten auf Stationarität geprüft werden.

Der Test auf Stationarität erfolgte mit Hilfe des Dickey-Fuller Tests (Einheitswurzeltest).

Stationarität der Ausgangsdaten (Level) und der ersten Differenzen für die drei Zeiträume:

	Ausgangsdaten (Level)			erste Differenzen		
	01/71-08/98	12/88-08/98	12/89-08/98	01/71-08/98	12/88-08/98	12/89-08/98
DESPA	3.6014			-15.9938		
DIFA 1	1.8434			-18.4975		
iii 1	0.22627			-30.6206		
iii 2	0.040504			-30.6206		
GRUNDB	0.35887			-30.3264		
oIF-Index	2.0165	-0.83099	-1.9881	-26.0721	-14.1093	-13.2835
DAX	1.9807	0.46851	0.50650	-15.3950	-9.1872	-8.7065
REXP	6.4831	2.6821	1.9380	-13.9806	-8.5531	-8.3267
DIMAX	-1.7722	-1.7722	1.0168	-8.1923	-8.1923	-8.3249
WLBI	0.36835		0.36835	-7.7157		-7.7157

Tabelle 12: Stationarität der Datenreihen

Dieser Test führt bei Ablehnung der Hypothese H_0 zur Annahme, daß Stationarität in den Daten vorliegt. Um H_0 abzulehnen, muß der in der Tabelle dargestellte Testwert unter dem 95% kritischen Wert für die Dickey-Fuller Statistik = -2.8705 liegen (bei DIMAX -2.8865 und bei WLBI -2.8895 wegen der geringeren Anzahl an Daten).

Bei den Ausgangsdaten ist keine der Reihen stationär. Bei den ersten Differenzen kann sofort Stationarität nachgewiesen werden. Das bedeutet, daß die Überführung der Daten in stationäre Variablen in allen Fällen durch einmalige Differenzenbildung möglich ist.⁷⁵ Alle Daten sind somit integriert der Ordnung 1.

⁷⁵Die Untersuchung der mit den ersten Differenzen vergleichbaren prozentualen Änderungsraten zeigt, daß auch bei diesen jede Reihe stationär ist. Quelle: eigene Berechnungen.

Das Konzept der Kointegration kann damit angewendet werden, denn alle Größen sind integriert mit gleichem Integrationsgrad und der Ordnung 1 (Voraussetzung für die Anwendung des Fehler-Korrektur-Modells). Es könnte also ein langfristig stabiler Zusammenhang zwischen den Datenreihen bestehen, der nur nicht in allen Zeitpunkten erfüllt ist.

4.3.2 Test auf Kointegration

Der Test auf Vorhandensein von Kointegration wird wiederum in den drei Zeitintervallen 01/71 – 08/98, 12/88 – 08/98 und 12/98 – 08/98 durchgeführt.

- **Test der Datenreihen seit 01/71 – 08/98:** DespaFonds, Difa Nr. 1, grundbesitz invest, iii 1, iii 2, oIF-Index, DAX, REXP

Test auf Vorhandensein von Kointegration (332 Daten):

	DESPA	DIFA1	iii 1	iii 2	GRUNDB	oIF-Index	DAXP	REXP
DESPA	-	-2.9067	-1.9163	-1.9163	-1.1856	-3.4208	.89950	.45293
DIFA1		-	-1.7641	-1.2841	-1.5835	-2.3043	.76000	-.58277
iii 1			-	-3.3749	-0.88268	-1.4606	.98809	.65444
iii 2				-	-0.87591	-1.2615	.84256	-.28071
GRUNDB					-	-1.0241	.98048	.58637
oIF-Index						-	.87289	.094612
DAXP							-	1.4781
REXP								-

Tabelle 13: Test auf Kointegration 01/71 – 08/98

Die Regressionsparameter aus den Regressionsfunktionen der jeweiligen Variablenkombinationen sind hoch signifikant (siehe Tabelle 2). Die Residuen aus diesen Funktionen wurden gegen den Dickey-Fuller Testwert -3.3558 auf Stationarität geprüft. Grau markierte Zellen zeigen die kointegrierten Reihen.

- **Test der Datenreihen 12/88 – 08/98:** DIMAX, oIF-Index, DAX, REXP

Test auf Vorhandensein von Kointegration (117 Daten):

	oIF-Index	DAXP	REXP
DIMAX	-2.0741	-4.1965	-2.6441

Tabelle 14: Test auf Kointegration 12/88 – 08/98

Alle Regressionsparameter sind hoch signifikant, die Residuen wurden gegen den Dickey-Fuller Testwert -3.3898 auf Stationarität geprüft. Grau markierte Zellen zeigen die kointegrierten Reihen.

- **Test der Datenreihen 12/89 – 08/98: WLBI, DIMAX, oIF-Index, DAX, REXP**

Test auf Vorhandensein von Kointegration (105 Daten):

	DIMAX	oIF-Index	DAXP	REXP
WLBI	-3.1512	.27952	-1.6026	.046974

Tabelle 15: Test auf Kointegration 12/89 – 08/98

Hier sind nicht alle Regressionsparameter signifikant (im Gegensatz zu den Datenreihen in den beiden anderen Zeitintervallen). Die Residuen wurden gegen den Dickey-Fuller Testwert -3.3959 auf Stationarität geprüft. Es wurden keine kointegrierten Reihen gefunden.

Insgesamt konnten somit lediglich in drei Fällen signifikant stationäre Residuen festgestellt werden. Nur bei diesen ist das Fehler-Korrektur-Modell anwendbar.

4.3.3 Berechnung der Fehler-Korrektur-Modelle

- **Fehler-Korrektur-Modell zwischen DIMAX (y) und DAX (x):**

Als abhängige Variable (y) wurde der DIMAX verwendet, der DAX ist die erklärende Variable (x). Es wird damit unterstellt, daß der DIMAX keinen wesentlichen Einfluß auf den deutschen Aktienmarkt hat, der DAX die Entwicklung des Immobilienaktienmarktes aber maßgeblich beeinflusst.⁷⁶ Ausgehend vom zu Beginn der Arbeit formulierten Zusammenhang kann auch gesagt werden, daß der DIMAX als Indikator eines Sektors bzw. einer Branche von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (DAX als Indikator) erklärt wird.

$$\Delta y_t = .7383 + .2243 \Delta y_{t-1} + .0076 \Delta x_{t-3} - .1281 u_{t-1}$$

kurzfristige Information

langfr. Info.

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is DDIMAX

115 observations used for estimation from 219 to 333

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.73831	.52337	1.4107[.161]
DDIMAX(-1)	.24342	.085113	2.8600[.005]
DDAX(-3)	.0076401	.0035481	2.1533[.033]
RESDIMAX(-1)	-.12811	.034797	-3.6817[.000]

R-Squared .20560 R-Bar-Squared .18413

S.E. of Regression 5.3300 F-stat. F(3, 111) 9.5763[.000]

DW-statistic 1.9442

⁷⁶Im DAX sind keine Immobilien-AGs enthalten.

Zwischen DIMAX und DAX besteht mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit $< 0,1\%$ ein signifikanter langfristiger Zusammenhang (Regressionsparameter $\neq 0$). Das ist besonders deswegen interessant, weil dieser kurzfristig nicht nachweisbar war.

Fehler-Korrektur-Modell zwischen iii 2 (y) und iii 1 (x):

Der iii 2 wurde als erklärte Variable (y) gewählt, da er später aufgelegt wurde als der iii 1 (1965 vs. 1959).

$$\Delta y_t = .0481 + .1526 \Delta y_{t-3} + .4511 \Delta x_t - .0269 u_{t-1}$$

kurzfristige Information

langfr. Info.

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is Diii 2
328 observations used for estimation from 6 to 333
*****
Regressor          Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
INPT                .048053          .018759             2.5617[.011]
Diii 2(-3)         .15257           .032401            4.7089[.000]
Diii 1              .45109           .028496            15.8301[.000]
RESIII(-1)        -.026864         .010614            -2.5309[.012]
*****
R-Squared           .56049          R-Bar-Squared       .55642
S.E. of Regression .15572          F-stat.             F( 3, 324) 137.7276[.000]
DW-statistic        2.0557
*****

```

Auch zwischen iii 2 und iii 1 besteht ein signifikanter Zusammenhang bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit $< 0,1\%$ (Regressionsparameter $\neq 0$). Hier signalisierten bereits die Korrelationskoeffizienten zwischen den Leveln und den ersten Differenzen einen Zusammenhang. Bemerkenswert ist, daß bei Verwendung des iii 2 als erklärende Variable (x), mit Hilfe des Fehler-Korrektur-Modells kein signifikanter Zusammenhang feststellbar war.

- **Fehler-Korrektur-Modell zwischen oIF-Index (y) und DespaFonds (x):**

Hier wurde der DespaFonds als erklärende Variable gewählt, da er das Schwergewicht im oIF-Index darstellt und bereits deshalb ein wesentlicher Einfluß vermutet werden kann.

Fehler-Korrektur-Modell zwischen oIF-Index (y) und DespaFonds (x):

$$\Delta y_t = .1715 + .1429 \Delta y_{t-3} + .4306 \Delta x_t + .1808 \Delta x_{t-1} + .0672 \Delta x_{t-2} - .03841 u_{t-1}$$

kurzfristige Information

langfr. Info.

Ordinary Least Squares Estimation

```

*****
Dependent variable is DoIF-Index
329 observations used for estimation from 5 to 333
*****
Regressor          Coefficient          Standard Error          T-Ratio[Prob]
INPT                .17146                .027868                6.1524[.000]
DoIF-Index(-3)     .14286                .040249                3.5494[.000]
DDESPA              .43062                .032563                13.2245[.000]
DDESPA(-1)         .18082                .033994                5.3191[.000]
DDESPA(-2)         .067181              .032617                2.0597[.040]
RESoIFDES(-1)     -.038411              .011112                -3.4567[.001]
*****
R-Squared           .53266      R-Bar-Squared          .52543
S.E. of Regression .15578      F-stat.      F( 5, 323)  73.6298[.000]
DW-statistic       1.9740
*****

```

Auch zwischen oIF-Index und DespaFonds konnte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit $< 0,1\%$ (Regressionsparameter $\neq 0$) ein Zusammenhang festgestellt werden, den auch die extrem hohen Korrelationskoeffizienten zwischen den Leveln und auch der verhältnismäßig hohe Korrelationskoeffizient der ersten Differenzen signalisierten.

Wählt man den oIF-Index als erklärende Variable (x) und den DespaFonds als erklärte Variable (y), bspw. mit der Begründung, daß der oIF-Index als Indikator für den Markt der Anteile offener Immobilienfonds fungiert und damit den Markteinfluß auf den DespaFonds darstellt, ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit $< 0,4\%$ (Regressionsparameter $\neq 0$) ebenfalls ein langfristiger Zusammenhang festzustellen.

5 Ergebnisdiskussion und Fazit

5.1 Diskussion und kritische Würdigung der Ergebnisse

Die Ergebnisse bestätigen die Diversifikationseffekte durch die drei analysierten Immobilienanlagearten. Faßt man diese zusammen, ist folgendes festzustellen.

1. Der oIF-Index steht weder kurz- noch langfristig in Beziehung zum DAX. Er korreliert kurzfristig signifikant mit dem REXP, allerdings nicht sehr eng (0,23738).
2. Zwischen DIMAX und DAX besteht eine langfristige Beziehung (Korrelation nach Fehler-Korrektur-Modell 0,4534, s.u.), kurzfristig war kein Zusammenhang nachweisbar. Zum REXP war weder kurz- noch langfristig ein Zusammenhang feststellbar.
3. Der WLBI korreliert kurzfristig mit dem DAX, jedoch nicht stark (0,21794). Kein Zusammenhang besteht zum REXP.

Die Ergebnisse des ersten Teils der Berechnungen bestätigen die Erwartungen. Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Leveln sind sehr hoch (wobei ihre Nichtstationarität vernachlässigt wurde). Bei 8 der 10 betrachteten Zusammenhänge war ein signifikanter Korrelationskoeffizient festzustellen, inklusive der Betrachtung der Zusammenhänge zwischen den einzelnen Immobilienfonds und dieser zum oIF-Index in 33 von 35 Fällen. Das bedeutet, daß zwischen den Datenreihen in den meisten Fällen ein langfristiger Zusammenhang vermutet werden konnte.

Die Korrelationskoeffizienten zwischen den ersten Differenzen waren dagegen z.T. wesentlich geringer und weitaus weniger häufig signifikant. Nur bei 4 der 10 betrachteten Zusammenhänge war eine Signifikanz feststellbar, inklusive der Fonds/ oIF-Index bei 21 der 35 Zusammenhänge.

Ausgehend von der eingangs formulierten Überlegung des Zusammenhangs der betrachteten Indikatoren war in Anbetracht dieser Ergebnisse zu erwarten, daß mit Hilfe des Fehler-Korrektur-Modells eine Vielzahl langfristiger Zusammenhänge identifiziert werden kann, die der Korrelationskoeffizient der ersten Differenzen (kurzfristige Betrachtung) nicht erfaßt.

Mit Hilfe des Fehler-Korrektur-Modells ließ sich jedoch lediglich in einem von 10 Fällen ein langfristiger Zusammenhang feststellen, bei Einbeziehung der Zusammenhänge der Fonds untereinander und zum oIF-Index in 3 von 35 betrachteten Zusammenhängen. Die folgende Tabelle stellt diese Fälle mit den auf verschiedene Weise ermittelten Korrelationskoeffizienten dar.

Vergleich von Korrelationen

(Korrelation nach Fehler-Korrektur-Modell als Wurzel aus dem Bestimmtheitsmaß)

Korrelation	DIMAX/DAX-P	iii 2/iii 1	oIF-Index/Despa
der Level	.6972	.9961	.9999
der Differenzen	.1738	.6394	.6249
<i>der prozentualen Änderungen</i>	.1750	.5626	.6190
nach Fehler-Korrektur-Modell	.4534	.7487	.7298

Tabelle 16: Vergleich der Ergebnisse

Es zeigt sich, daß die nach dem Fehler-Korrektur-Modell ermittelte Korrelation zwischen der Korrelation der Level (langfristiger Zusammenhang) und der Korrelation der ersten Differenzen bzw. der prozentualen Änderungen (kurzfristiger Zusammenhang) liegt. Das ist sachlich begründbar, denn es werden neben den kurzfristigen auch die langfristigen Zusammenhänge erfaßt, ohne diese jedoch überzubewerten.

Bemerkenswert ist v.a. der Zusammenhang zwischen DIMAX und DAX. Hier ist ein langfristiger Zusammenhang feststellbar, den der Korrelationskoeffizient der ersten Differenzen nicht signalisiert. Das Ergebnis ist gut nachvollziehbar. Im betrachteten Zeitraum wichen die Entwicklungen am Immobilienmarkt (in der Definition nach DIMAX; das in Immobilienaktien enthaltene Aktienmarktrisiko wirkt hier vermutlich glättend) und am Aktienmarkt kurzfristig voneinander ab. Während sich beide bis 1993 ungefähr ähnlich entwickelten, stieg letzterer seit ca. 1993 stark an. Am Immobilienmarkt setzte zur gleichen Zeit eine Krise ein. Erst mit dem sich abzeichnenden Ende der Krise Anfang 1997 konnte der DIMAX dem DAX folgen. Der langfristige Zusammenhang ergibt sich aus den beschriebenen Indikatorfunktionen, d.h. dem ökonomischen Zusammenhang der durch sie abgebildeten Entwicklungen.

Aus dem kurzfristigen Korrelationskoeffizient wäre also ein Diversifikationseffekt zu schließen, der langfristig nicht gegeben ist. Die Aufnahme der im DIMAX erfaßten Immobilienaktien in ein z.B. entsprechend dem DAX strukturiertes Aktienportfolio würde langfristig einen geringeren Diversifikationsgrad aufweisen, als es die oft verwendete Kennziffer (kurzfristiger) Korrelationskoeffizient aussagt. Es bestünde damit langfristig ein höheres Risiko als angenommen.

Ähnliches wäre auch für den WLBI zu vermuten, da dieser sich im Grunde aus den Schwergewichten des DIMAX zusammensetzt und kurzfristig ein signifikanter Zusammenhang zwischen DIMAX und WLBI besteht. Er korreliert jedoch kurzfristig mit dem DAX, langfristig war dagegen kein Zusammenhang feststellbar. Allerdings ist die Datenreihe für die Ermittlung langfristiger Zusammenhänge u.U. zu kurz. Außerdem handelt es sich um einen Kursindex (vs. Performanceindex DAX).

Für den Zusammenhang zwischen iii 1 und iii 2 kann ebenfalls eine sachliche Begründung gefunden werden. Beide Fonds werden von der gleichen Fondsgesellschaft, der Internationalen Immobilien-Institut GmbH, verwaltet. Die Begründung ist aber wenig befriedigend, zumal nur in einem Fall (iii 2/ iii 1) ein Zusammenhang feststellbar war.

Wie bei den Fonds generell ist der zwischen ihnen signalisierte Zusammenhang kaum erklärbar, da ihre Entwicklung nicht von der eines anderen Fonds sondern von der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung abhängt. Es handelt sich also vermutlich um Scheinkorrelation. Wobei das nicht auf die verwendeten Daten sondern die "falsche" Verwendung des Instrumentariums der Regressions- und Korrelationsanalyse zurückzuführen ist. Das sollte auch der Grund für den Zusammenhang zwischen oIF-Index/ DespaFonds sein. Offensichtlich hat der DespaFonds mit einem Indexgewicht von 34,90% wesentlichen Einfluß auf die Indexentwicklung. Wird der oIF-Index ungewichtet berechnet (der DespaFonds-Anteil liegt dann entsprechend bei 20%), läßt sich bereits kein langfristiger Zusammenhang mehr nachweisen. Eine ökonomische Begründung ist hier nicht sachgerecht.

Diese "falsche" Verwendung weist jedoch auf Schwächen des Fehler-Korrektur-Modells bei der zusätzlichen Erfassung langfristiger Zusammenhänge hin. Da das Modell den ökonomischen Hintergrund der Reihen nicht "kennt", müßte es z.B. auch einen langfristigen Zusammenhang zwischen der Entwicklung der einzelnen Immobilienfonds und dem oIF-Index feststellen. Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Leveln sind hier extrem hoch, und auch zwischen den ersten Differenzen in allen Fällen signifikant und teilweise hoch. Lediglich in zwei Fällen kann aber tatsächlich ein langfristiger Zusammenhang nachgewiesen werden. Aufgrund der Berechnungsergebnisse läßt sich die Kritik, wenn auch abgeschwächt, ebenso aus den Zusammenhängen zwischen den einzelnen Fonds bzw. dem oIF-Index zum REXP ableiten. Langfristige Zusammenhänge sind hier jedoch eher sachlich begründbar. Außerdem besteht nicht das Problem der Indexkonstruktion (vs. oIF-Index setzt sich aus den einzelnen Fonds zusammen).

Möglicherweise ist die Art der Erfassung der langfristigen Information über Residuen (Abweichungen von der Regressionsgeraden) problematisch. Die Schwankungen des oIF-Index sind sehr gering. Es könnte sein, daß sie dem Fehler-Korrektur-Modell damit "zu wenig verarbeitbare" Information liefern. In jedem Fall ist aber zu befürchten, daß das Fehler-Korrektur-Modell langfristige Zusammenhänge nur teilweise erfaßt.

Im Vergleich zum (kurzfristigen) Korrelationskoeffizienten ist keine deutlich bessere Indikatorwirkung des Fehler-Korrektur-Modells für langfristige Anlagestrategien feststellbar. Lediglich in einem Fall, bzw. in drei Fällen bei "falscher" Verwendung, würde die Verwendung des (kurzfristigen) Korrelationskoeffizienten anstelle des Fehler-Korrektur-Modells dazu führen, daß existierende langfristige Zusammenhänge unberücksichtigt bleiben und Diversifikationseffekte entsprechend überschätzt würden. Für die Berücksichtigung langfristiger Zusammenhänge bietet das Fehler-Korrektur-Modell daher keine befriedigende Lösung.

5.2 Fazit und Ausblick

Die Untersuchungen bestätigen, daß durch die hier analysierten indirekten Immobilienanlagen gute Diversifikationseffekte erzielbar sind. Oft konnte gar kein Zusammenhang zu Aktien (DAX) oder Renten (REXP) festgestellt werden und auch die signifikanten Zusammenhänge sind nicht sehr stark. Es ergaben sich jedoch Hinweise, daß der oft verwendete (kurzfristige) Korrelationskoeffizient bei der Steuerung einer langfristigen Anlagestrategie Diversifikationseffekte überschätzt.

Das Fehler-Korrektur-Modell bietet an dieser Stelle allerdings keine befriedigende Lösung für die Erfassung langfristiger Effekte. Auch angesichts seiner schwierigen Handhabbarkeit ist daher nicht mit einer Akzeptanz in der Praxis zu rechnen. Die Ergebnisse sollten somit Anreiz für weitere Untersuchungen und für die Suche nach effizienteren Indikatoren sein, zumal die Frage wirkungsvoller Kennziffern für die Steuerung langfristiger Anlagestrategien über die hier

dargestellten Diversifikationseffekte durch Immobilien hinaus geht. Sind nämlich langfristige Zusammenhänge feststellbar, investieren langfristig orientierte Anleger, die mit auf kurzfristigen Zusammenhängen basierenden Indikatoren wie den (kurzfristigen) Korrelationskoeffizienten oder auch der Volatilität operieren, im Sinne von Markowitz möglicherweise in suboptimale Portfolios. Das bedeutet zum Beispiel, daß sie bei gleichem Risiko einen höheren Ertrag erwarten könnten.

Anlagen

Anlage 1: Korrelationen der prozentualen Änderungen zwischen den Datenreihen

Die grau unterlegten Korrelationskoeffizienten sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant von 0 verschieden.

Estimated Correlation Matrix of Variables (331)

	DESPA	DIFAL	iii 1	iii 2	GRUNDB	oIF-Index	DAX	REXP
DESPA	1.0000	.23569	.25702	.085210	.26496	.61901	-.024662	.16702
DIFAL		1.0000	.31820	.19706	.048537	.85666	.055332	-.12484
iii 1			1.0000	.56256	.28238	.54682	-.0018509	.11949
iii 2				1.0000	.19461	.37326	-.0026727	.034299
GRUNDB					1.0000	.36819	-.018697	.011286
oIF-Index						1.0000	.026147	-.0075052
DAX							1.0000	-.11847
REXP								1.0000

Tabelle 1: Korrelation anhand der prozentualen Veränderungen 01/71-08/98

Estimated Correlation Matrix of Variables (116)

	oIF-Index	DAXP	REXP
DIMAX	.012922	.17498	.011714

Tabelle 2: Korrelation anhand der prozentualen Veränderungen 12/88-08/98

Estimated Correlation Matrix of Variables (104)

	oIF-Index	DIMAX	DAXP	REXP
WLBI	.034586	.50486	.12934	.059838

Tabelle 3: Korrelation anhand der prozentualen Veränderungen 12/89-08/98

Anlage 2: Vergleich des Verlaufs: prozentuale Veränderungen zu absolute erste Differenzen

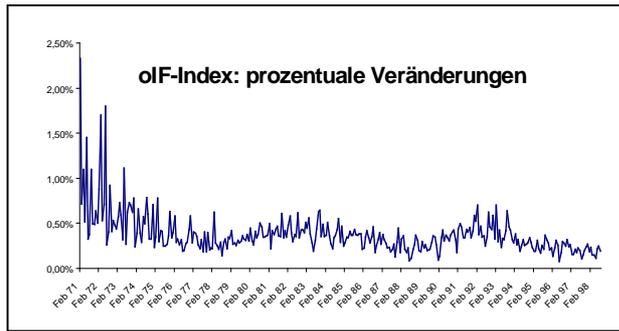


Abbildung 1: oIF-Index prozentuale Veränderungen

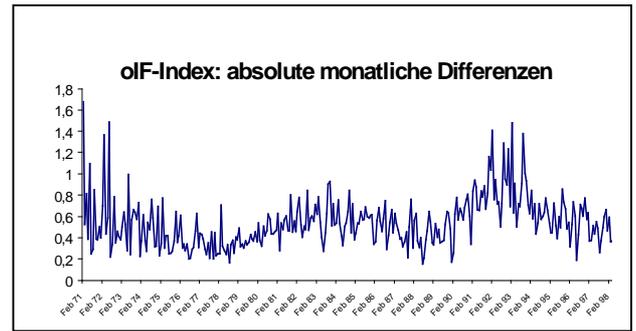


Abbildung 2: oIF-Index absolute Veränderungen

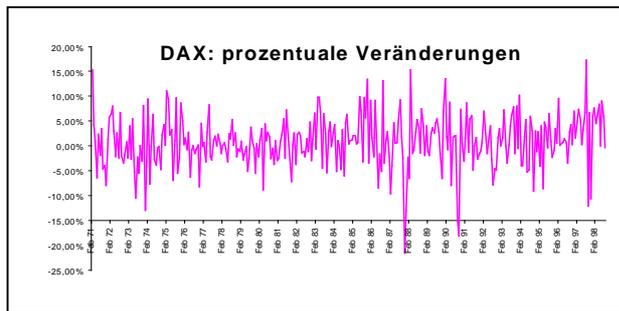


Abbildung 3: DAX prozentuale Veränderungen

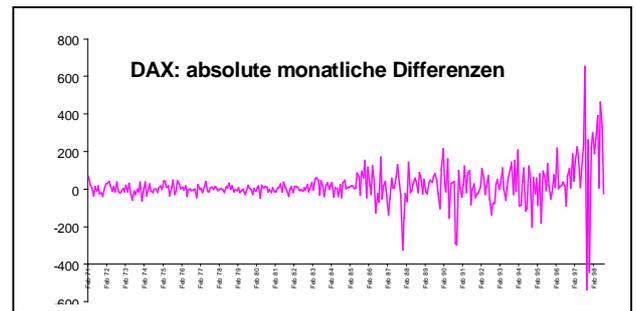


Abbildung 4: DAX absolute Veränderungen

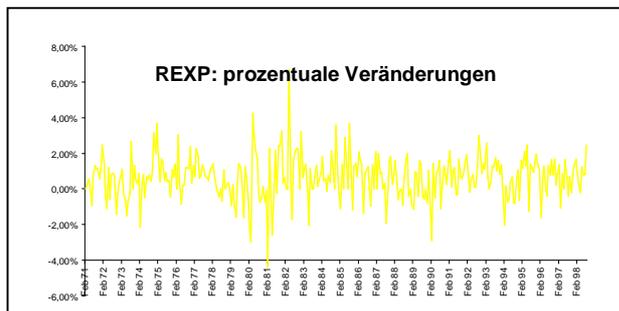


Abbildung 5: REXP prozentuale Veränderungen

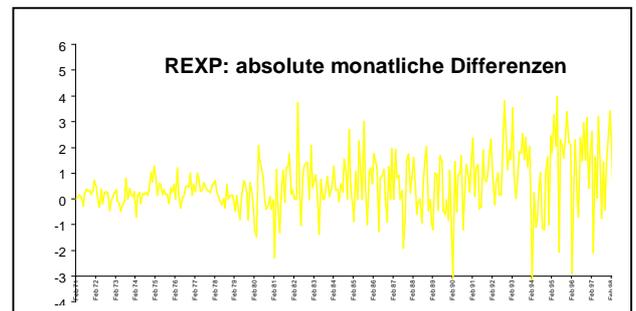


Abbildung 6: REXP absolute Veränderungen

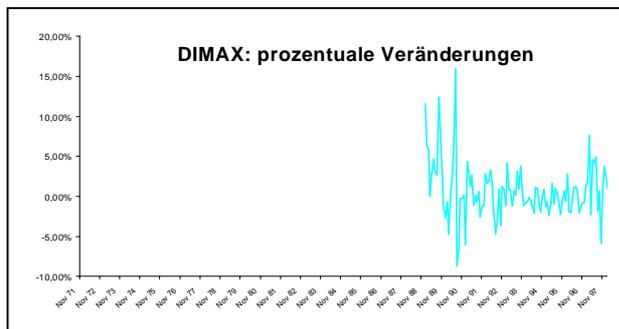


Abbildung 7: DIMAX prozentuale Veränderungen

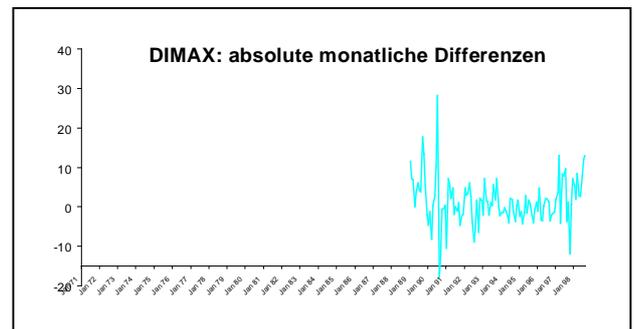


Abbildung 8: DIMAX absolute Veränderungen

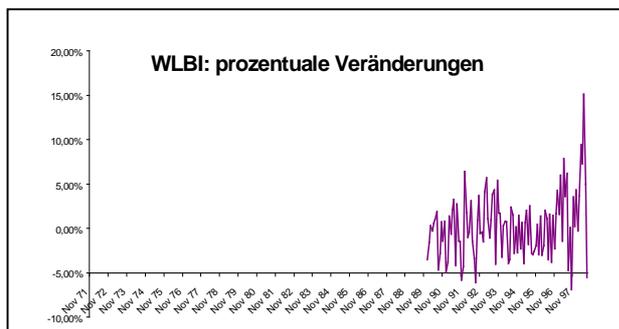


Abbildung 9: WLBI prozentuale Veränderungen

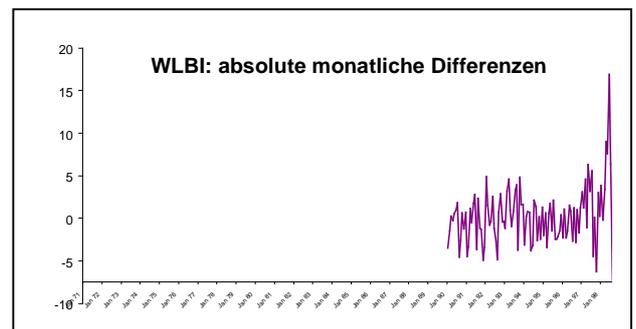


Abbildung 10: WLBI absolute Veränderungen

Literaturverzeichnis

- Adams, A. T./ Venmore-Rowland, P., Property Share Valuation, in: 8 Journal of Valuation 2, S. 127-142
- Ankrim, E. M./ Hensel, C. R., Commodities in Asset Allocation: A Real-Asset Alternative to Real Estate?, in: Financial Analysts Journal, Mai/Juni 1993, S. 20-29
- Bamberg, G./ Baur, F., Statistik, 6. Auflage, München/ Wien 1991
- Bankhaus Ellwanger & Geiger (Hrsg.), "E&G-EPIX" EUROPEAN PROPERTY STOCK INDEX, Stuttgart/ Berlin/ Dresden/ Reutlingen o.J.
- Bankhaus Ellwanger & Geiger (Hrsg.), Immobilienaktien-Index E&G-DIMAX, Stuttgart/ Berlin/ Dresden/ Jena o.J.
- Bankhaus Ellwanger & Geiger (Hrsg.), Pressemitteilung: Anpassung des Immobilienaktien-Index "E&G-DIMAX" zum Jahreswechsel 1997/1998, Stuttgart/ Berlin/ Dresden/ Reutlingen o.J.
- Bankhaus Ellwanger & Geiger (Hrsg.), Titelüberblick "E&G-DIMAX", Stand 04.08.1998, o.O., o.J.
- Breit, Investmentfonds, Schriftenreihe des Instituts für Kreditwirtschaft, Band 27, Wien 1989
- Brown, G. R., Property Investment and the Capital Markets, London 1991
- BVI (Hrsg.), Investment 98, Frankfurt a.M. 1998
- BVI (Hrsg.), Investment-Information, Frankfurt a.M. 21.07.1998
- Case, K. E./ Shiller, R. J./ Weiss, A. N., Index-Based Futures and Options Markets in Real Estate, in: The Journal of Portfolio Management, Winter 1993, S. 83-92
- Crocker, H. L./ Hartzell, D. J./ Greig, W./ Grissom, T. V., The Integration of the Real Estate Market and the Stock Market: Some Preliminary Evidence, in: Journal of Real Estate Finance and Economics, 3, 1990, S. 261-282
- Cuthbertson, K./ Hall, S. G./ Taylor, M. P., Applied Econometric Techniques, Hertfordshire, 1992
- Darnell, A. C., A Dictionary of Econometrics, Vermont 1995
- Dembowski, A./ Ludewig, P./ Freye, G. B., Immobilienfonds 1993, Berlin 1993
- Dembowski, A./ Niebank, L./ Freye, G. B., Investmentkatalog 1994, Berlin 1994
- Despa Deutsche Sparkassen-Immobilien-Anlage-Gesellschaft mbH (Hrsg.), DespaFonds Halbjahresbericht zum 31.03.1998, Frankfurt a.M. 1998
- Deutsche Börse AG (Hrsg.), Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse, Juli 1998 Version 3.0, Frankfurt a. M. 1998

- Deutsche Börse AG (Hrsg.), Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse, Juli 1998
Version 3.0, Frankfurt a. M. 1998
- Deutsche Grundbesitz-Investmentgesellschaft mbH (Hrsg.), grundbesitz invest 31. März 1998
Halbjahresbericht, Frankfurt a.M. 1998
- Deutsche Immobilien Datenbank GmbH/ Investment Property Databank IPD (Hrsg.),
DIX - Deutscher Immobilien Index, Wiesbaden 1998
- Dickey, D./ Fuller, W., Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a
Unit Root, in: Journal of the American Statistical Association, 74 (1979), 427-431.
- Dickey, D./ Fuller, W., Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit
Root, in: Econometrica, 49 (1981), 1057-1072.
- Donda, A./ Herrde, E./ Kuhn, O./ Struck, R. (Hrsg.), Autorenkollektiv, Allgemeine Statistik,
Berlin 1964
- Dufour, J.-M./ Baldev, R. (Hrsg.), New Developments in Time Series Enomometrics, Heidel-
berg 1994
- Eckey, H.-F./ Kosfeld, R./ Dreger, C., Ökonometrie: Grundlagen - Methoden - Beispiele,
Wiesbaden, 1995
- Engle, R. F./ Granger, C. W. J., Co-integration and error corrections representation, estimation
and testing, in: Econometrica, 55, S. 251 ff.
- Erdland, A., Anlagen in Gewerbeimmobilien, in: Bankinformation 6/95, S. 30-38
- Eustergerling, D., Vorsicht Kurven, in: Cash 6/97, S. 95-103
- Förster, E./ Egermayer, F., Korrelations- und Regressionsanalyse, Berlin 1966
- Freiherr von Weichs, C./ Rebitzer, D., Volks- und betriebswirtschaftliche Grundlagen für den
Immobilienfachverständigen, hypZert Studienbrief Stand Juni 1997, Bonn 1997
- Froot, K. A., Hedging Portfolios with Real Assets, in: The Journal of Portfolio Management,
Summer 1995, S. 60-77
- Giliberto, M., Measuring Real Estate Returns: The Hedged Reit Index, in: Journal of Portfolio
Management, Spring 1993, S. 94-99
- Gyourko, J./ Keim, D. B., Risk and Return in Real Estate: Evidence from a Real Estate Stock
Index, in: Financial Analysts Journal, September-October 1993, S. 39-46
- Hamm, M./ Henry, A./ Wiktorin, A., Nur noch Panik, in: Wirtschaftswoche Nr. 15/
03.04.1997, S. 118-128
- Hasekamp, U., Insurance Futures - eine Finanzinnovation als Hedging-Instrument gegen Kata-
strophenrisiken, in: Versicherungswirtschaft 6/94, S. 361-367
- Hassan, K., Real Estate in the Theory of Finance, in: The Real Estate Appraiser & Analyst, 56.
Jg. (1990), Band 1, S. 60-69.

Helmer, S., Genußscheine sollen die Immobilien-KG mobil machen, in: FAZ vom 12.09.1997, S. 50-51

Hendry, D. F., Dynamic Econometrics, New York 1995

<http://immo.bwl.uni-mannheim.de/serv01.htm>, Stand 28.05.1999

<http://immo.bwl.uni-mannheim.de/serv03.htm>, Stand 19.05.1999

Hummel, D./ Hübner, R., Ein Mietpreis-Future gegen Immobilienrisiken, in: Der Langfristige Kredit Heft 3/98, S. 73-81.

Internationales Immobilien-Institut GmbH (Hrsg.), iii-Fonds Nr. 1 Halbjahresbericht zum 30.06.1998, München 1998

Internationales Immobilien-Institut GmbH (Hrsg.), iii-Fonds Nr. 2 Halbjahresbericht zum 30.06.1998, München 1998

IPD (Hrsg.) IPD Monthly Index, London 5/98 und u.a.

Kielholz, W./ Durrer, A., Insurance Derivates and Securitization: New Hedging Perspectives for the US Cat Insurance Market, in: The Geneva Papers of Risk and Insurance, 22 (Nr. 82, Januar 1997), S. 3-16

Lausberg, C., Die Immobilienmarktsensibilität von Bankaktienrenditen, Arbeitspapier Nr. 1/97, Universität Hohenheim Lehrstuhl für Kreditwirtschaft, Hohenheim 1997

Markowitz, H. M., Portfolio selection: in: Journal of Finance 1952 (7), S. 77-92

Martin, S./ Maurer, R., Diversifikationspotential und Inflationshedge-Eigenschaften deutscher Immobilienaktiengesellschaften, in: Grundstücksmarkt und Grundstückswert 6/97, S. 350-354

Maurer, R./ Stephan, T. G., Konstruktion einer Immobilien-Benchmark und deren Anwendung im Investment-Management, in: ZfB 66 (1996) 12, S. 1527 ff.

o.V. (FAZ vom 04.12.1998), Alternative und Ergänzung zu Direkteigentum, in: FAZ vom 04.12.1998, S. V5

o.V. (FAZ vom 04.12.1998), Benchmark für europäische Immobilienaktien, in: FAZ vom 04.12.1998, S. V5

o.V. (FAZ vom 13.11.1998), Ein Deutscher Immobilien Index, in: FAZ vom 13.11.1998, S. 49

o.V. (HB vom 11./ 12.12.1998), DespaEuropa: Absatz-Hit der Branche, in: HB vom 11./ 12.12.1998, S. 37

o.V. (IZ vom 10.08.1995), Weniger Performance bei Immobilien-AGs, in: Immobilien Zeitung vom 10.08.1995, S. 10

o.V. (IZ vom 12.03.1998), Den Vergleich von Immobilien- mit Aktienanlagen möglich machen, in: IZ vom 12.03.1998, S. 4

- o.V. (IZ vom 16.11.1995), Benchmarking für Immobilienaktien: Ellwanger & Geiger stellt den E&G-DIMAX Immobilienaktienindex vor, in: Immobilien Zeitung vom 16.11.1995, S. 12
- o.V., (WestSite 11/ 98), Die Zeit ist reif, in: WestSite Research aktuell, Ausgabe November 1998, S. 4-5
- o.V., Stichwort: Immobilienaktiengesellschaft, in: PERSPEKTIVEN, Das Magazin der IVG, Oktober 1998, S. 2-3
- Richard, H.-J., Aktienindizes, Bergisch Gladbach/ Köln 1994
- Rönz, B. / Strohe, H. G., Lexikon Statistik, Wiesbaden 1994
- Thomas, M., Die Entwicklung eines Performanceindex für den deutschen Immobilienmarkt, Köln 1997
- WestLB Research GmbH (Hrsg.), Markt- und Unternehmensanalyse - Immobilienaktien Deutschland, Düsseldorf 20.12.1996
- WestLB Research GmbH (Hrsg.), WLBI Zusammensetzung und Verlauf Stand 31.10.1998, Datei im Excel-Format, Düsseldorf 1998
- Wirtschaftsgesetze - Textsammlung für Juristen und Wirtschaftsfachleute, Beck'sche Verlagsbuchhandlung München, Stand: Dezember 1998

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät
STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe
ISSN 0949-068X

- | | | |
|--------|------|---|
| Nr. 3 | 1996 | Strohe, Hans Gerhard: Statistik im DDR-Wirtschaftsstudium zwischen Ideologie und Wissenschaft |
| Nr. 4 | 1996 | Berger, Ursula: Die Landwirtschaft in den drei neuen EU-Mitgliedsstaaten Finnland, Schweden und Österreich
- Ein statistischer Überblick - |
| Nr. 5 | 1996 | Betzin, Jörg: Ein korrespondenzanalytischer Ansatz für Pfadmodelle mit kategorialen Daten |
| Nr. 6 | 1996 | Berger, Ursula: Die Methoden der EU zur Messung der Einkommenssituation in der Landwirtschaft
- Am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland - |
| Nr. 7 | 1997 | Strohe, Hans Gerhard / Geppert, Frank: Algorithmus und Computerprogramm für dynamische Partial Least Squares Modelle |
| Nr. 8 | 1997 | Rambert, Laurence / Strohe, Hans Gerhard: Statistische Darstellung transformationsbedingter Veränderungen der Wirtschafts- und Beschäftigungsstruktur in Ostdeutschland |
| Nr. 9 | 1997 | Faber, Cathleen: Die Statistik der Verbraucherpreise in Rußland
- Am Beispiel der Erhebung für die Stadt St. Petersburg - |
| Nr. 10 | 1998 | Nosova, Olga: The Attractiveness of Foreign Direct Investment in Russia and Ukraine - A Statistical Analysis |
| Nr. 11 | 1999 | Gelaschwili, Simon: Anwendung der Spieltheorie bei der Prognose von Marktprozessen |
| Nr. 12 | 1999 | Strohe, Hans Gerhard / Faber, Cathleen: Statistik der Transformation - Transformation der Statistik. Preisstatistik in Ostdeutschland und Rußland |
| Nr. 13 | 1999 | Müller, Claus: Kleine und mittelgroße Unternehmen in einer hoch konzentrierten Branche am Beispiel der Elektrotechnik. Eine statistische Langzeitanalyse der Gewerbezahlungen seit 1882 |
| Nr. 14 | 1999 | Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian Consumer Prices |
| Nr. 15 | 1999 | Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration
- Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbriefteter Immobilienanlagen - |

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