

Steht der deutsche Aktienmarkt unter politischem Einfluss?*

Martin T. Bohl und Katrin Gottschalk

Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre,
insbesondere Finanzwirtschaft und Kapitalmarkttheorie

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

Europa-Universität Viadrina Frankfurt (Oder)

Große Scharrnstraße 59

D-15230 Frankfurt (Oder)

Telefon: ++49 335 5534 2984

Fax: ++49 335 5535 2959

E-mail: bohl@euv-ffo.de und gottschalk@euv-ffo.de

Zusammenfassung: Die vorliegende Arbeit untersucht den Zusammenhang zwischen politischen Zyklen und Aktienrenditen in Deutschland. Während sich die bis dato verfügbaren Studien über politisch bedingte Aktienmarktanomalien auf die USA konzentrieren, analysieren wir deren Existenz in deutschen Aktienrenditen. Im Gegensatz zu den empirischen Ergebnissen für die USA zeigen sich für Deutschland keine Anomalienmuster in Aktienrenditen, die sich auf rechte oder linke Bundesregierungen zurückführen lassen. In Übereinstimmung mit den für die USA verfügbaren Evidenzen ist auch für Deutschland von einem politisch beeinflussten Wahlzyklus in Aktienrenditen auszugehen. Zudem widerlegen unsere empirischen Ergebnisse für Deutschland die Hypothese, dass sich der US-amerikanische Wahlzyklus auch auf den deutschen Aktienmarkt überträgt.

JEL Klassifikation: G15, G18, C12

Stichworte: Kapitalmarkteffizienz, Kapitalmarktanomalien, politische Aktienmarktzyklen

* Für hilfreiche Kommentare und Hinweise zu einer früheren Version dieser Arbeit möchten wir uns bei Hermann Locarek-Junge, Friedrich Thießen und Annett Ullrich sehr herzlich bedanken.

1. Einleitung

Zwei Studien mit neuer empirischer Evidenz zu politisch bedingten Aktienmarktanomalien haben in der Behavioral Finance-Literatur weitere Akzente gesetzt. Santa-Clara und Valkanov (2003) finden ökonomisch und statistisch signifikant höhere Renditen unter demokratischen als unter republikanischen US-Präsidenten in der Untersuchungsperiode von 1927 bis 1998. Dieses sogenannte *Democrat Premium* bleibt auch nach der Einführung makroökonomischer Kontrollvariablen und einem Test auf unterschiedliche Risikoprämien als Muster in den Aktienrenditen bestehen. Booth und Booth (2003) bestätigen diese Ergebnisse und stellen darüber hinaus fest, dass im Zeitraum von 1926 bis 1996 die Überschussrenditen in den letzten beiden Jahren des US-amerikanischen Wahlzyklus signifikant höher waren als in den ersten beiden Jahren. Der *Presidential Cycle Effect* in den Aktienrenditen lässt sich ebenfalls nicht durch den Konjunkturzyklus erklären.

Die genannten Autoren sind nicht die ersten, die auf einen Zusammenhang zwischen politischen Variablen und Aktienrenditen hinweisen. In den Arbeiten von Herbst und Slinkman (1984), Huang (1985), Stovall (1992), Gärtner und Wellershoff (1995), Hensel und Ziemba (1995), Chittenden, Jensen und Johnson (1999) und Siegel (2002) wird ebenfalls der Einfluss der Politik auf den US-amerikanischen Aktienmarkt analysiert. Im Unterschied zu diesen Arbeiten unterziehen Santa-Clara und Valkanov (2003) sowie Booth und Booth (2003) die zwei Aktienmarktanomalien zum ersten Mal einem formalen Test und untersuchen systematisch ihre Robustheit. Die vorgelegten Resultate sind daher stichhaltig und stehen in Widerspruch zur Markteffizienzhypothese, bei deren Gültigkeit es nicht möglich sein dürfte, derartige Renditemuster systematisch zu beobachten. Während jedoch andere Aktienmarktanomalien, wie beispielsweise Kalender-, Größen- und Wettereffekte, intensiv empirisch untersucht sind, trifft dies für die beiden oben beschriebenen politischen Anomalien nicht zu.

Insbesondere werfen die oben genannten Studien die Frage auf, ob auch außerhalb der USA eine derartig enge Verknüpfung zwischen Aktienrenditen und Politik besteht. Sind auch am deutschen Aktienmarkt systematisch höhere Renditen unter linken als unter rechten Bundesregierungen zu erzielen? Spiegelt sich der deutsche Wahlzyklus ebenfalls in den Aktienrenditen wider? Des Weiteren testen wir für Deutschland die von Foerster und Schmitz (1997) aufgestellte Hypothese, dass sich der US-amerikanische Wahlzyklus auch auf die internationalen Aktienmärkte überträgt.¹ Um unsere empirischen Ergebnisse zum Regierungs- und Wahlzykluseffekt mit denen der oben genannten Autoren vergleichen zu können, folgen wir im Wesentlichen der von ihnen vorgeschlagenen Methodik.

Die vorliegende Arbeit ist folgendermaßen strukturiert. In Abschnitt 2 wird die ökonometrische Methodik zur Untersuchung der Aktienmarktanomalien vorgestellt und der Datensatz diskutiert. Abschnitt 3 enthält die empirischen Resultate. Abschnitt 4 fasst die Ergebnisse zusammen und liefert Schlussfolgerungen sowie Implikationen für zukünftige Forschungsanstrengungen.

2. Ökonometrische Grundlagen und Datenmaterial

In Anlehnung an Santa-Clara und Valkanov (2003) basiert die Untersuchung des Renditeverhaltens unter linken und rechten Bundesregierungen auf folgender Regressionsgleichung:

$$r_{t+1} = \alpha_1 LW_t + \alpha_2 RW_t + \phi X_t + u_{t+1}, \quad (1)$$

wobei r_{t+1} die Aktienrendite, LW_t und RW_t politische Indikatorvariablen, X_t einen Vektor makroökonomischer Kontrollvariablen und u_{t+1} den stochastischen Störterm bezeichnen. Zur

¹ Während unserer Forschungsarbeiten publizierten Döpke und Pierdzioch (2004) ein Arbeitspapier mit einer ähnlichen Fragestellung und legen empirische Ergebnisse für Deutschland vor. Döpke und Pierdzioch verwenden jedoch teilweise eine andere Methodik, einen anderen Datensatz und eine niedrigere Datenfrequenz. Zudem sind die Fragestellungen und die empirischen Ergebnisse beider Arbeiten nicht deckungsgleich.

Durchführung einer Sensitivitätsanalyse werden drei verschiedene Definitionen für r_{t+1} verwendet:

- (1) die kontinuierliche nominelle Aktienrendite r_{t+1}^{NOM} ,
- (2) die Überschussrendite $r_{t+1}^{EXC} = r_{t+1}^{NOM} - i_{t+1}^S$, wobei i_{t+1}^S den Logarithmus des kurzfristigen Zinssatzes bezeichnet, und
- (3) die reale Aktienrendite $r_{t+1}^{REAL} = r_{t+1}^{NOM} - INF_{t+1}$, bei der die nominelle Rendite um die annualisierte logarithmische Inflationsrate korrigiert wird.

Alle drei Renditemaße sind annualisierte Werte. Die politische Indikatorvariable LW_t (RW_t) nimmt den Wert eins an, wenn sich eine linke (rechte) Bundesregierung im Amt befindet, und ist andernfalls null.

Die Koeffizienten α_1 und α_2 in Regressionsgleichung (1) sind als durchschnittliche Aktienrenditen unter linken und rechten Regierungen interpretierbar. Mittels eines $\chi^2(1)$ -Tests mit einem Freiheitsgrad wird die Nullhypothese, dass die durchschnittlichen Renditen unter linken und rechten Bundesregierungen nicht statistisch signifikant verschieden sind, $H_0 : \alpha_1 = \alpha_2$, getestet. Falls die $\chi^2(1)$ -Teststatistik die Ablehnung der Nullhypothese erlaubt und der Koeffizient $\hat{\alpha}_1$ ($\hat{\alpha}_2$) positiv und signifikant höher als $\hat{\alpha}_2$ ($\hat{\alpha}_1$) ist, kann dies als Evidenz für höhere durchschnittliche Renditen unter linken (rechten) Regierungen interpretiert werden. Bei diesen Testausgängen ist von der Existenz eines linken oder rechten Regierungseffekts auszugehen.

X_t stellt einen Vektor mit makroökonomischen Kontrollvariablen dar, die den Einfluss des Konjunkturzyklus auf die Aktienmarktentwicklung erfassen sollen. Die Nichtberücksichtigung solcher Kontrollvariablen kann zu einer inkorrekten Interpretation der empirischen Ergebnisse führen, weil der Effekt der politischen Indikatorvariablen irrtümlicherweise als

eigenständiger Effekt aufgefasst wird, obwohl er realiter Fluktuationen in den wirtschaftlichen Rahmenbedingungen widerspiegelt. Als weitere Kontrollvariable wird die um einen Monat verzögerte US-amerikanische Aktienrendite einbezogen, um der Abhängigkeit des deutschen vom Aktienmarkt der USA Rechnung zu tragen. Im Einzelnen schließt X_t die folgenden Variablen ein:

- (1) die logarithmierte Dividendenrendite DP_t ,
- (2) den *Default Spread* DEF_t , der als Differenz zwischen der Umlaufrendite von Industrieobligationen und den Anleihen der öffentlichen Hand definiert ist,
- (3) die Zinsdifferenz (*Term Spread*) $TERM_t$, die die Differenz zwischen der Rendite langfristiger Bundesanleihen und dem kurzfristigen Zinssatz darstellt,
- (4) den relativen Zinssatz $RREL_t$, der als Abweichung des kurzfristigen Zinssatzes von seinem gleitenden Durchschnitt definiert ist,
- (5) die erwartete Inflationsrate $E_t(INF_{t+1})$, die durch die im Zeitpunkt $t+1$ tatsächlich eingetretene Inflationsrate approximiert wird,² und
- (6) die um eine Periode verzögerte US-amerikanische Aktienrendite.

Die Verwendung der aufgeführten Kontrollvariablen ist in der Literatur über die Prognostizierbarkeit von Aktienrenditen im Wesentlichen unumstritten. Campbell (1991), Campbell und Shiller (1988), Chen (1991), Chen, Roll und Ross (1986), Fama (1991), Fama und French (1989), Keim und Stambaugh (1986) u.a. zeigen, dass die genannten Variablen Erklärungspotential für einen beachtlichen Anteil der Variation in den erwarteten Aktienrenditen besitzen. Wir machen uns diese Evidenzen zunutze, um in unseren empirischen Ergebnissen

² Bei der Verwendung der realen Aktienrendite als abhängige Variable findet die erwartete Inflationsrate in sämtlichen Regressionsgleichungen keine Berücksichtigung als Kontrollvariable, um keine Identitätsbeziehung einzuführen.

rein politische von anderen Einflussfaktoren auf die Aktienrendite zu trennen (Booth und Booth (2003) und Santa-Clara und Valkanov (2003)).

Die Zeitreihen der Kontrollvariablen wurden um den Mittelwert bereinigt und die logarithmierte Dividendenrendite zusätzlich um einen linearen Zeittrend, um die Koeffizienten α_1 und α_2 auch nach der Hinzunahme der Kontrollvariablen zu den Regressoren als durchschnittliche Renditen unter linken bzw. rechten Regierungen interpretieren zu können.

Der Effekt des nationalen Wahlzyklus auf Aktienrenditen wird durch die folgende Regressionsanalyse untersucht:

$$r_{t+1} = \beta_1 HALF1_t + \beta_2 HALF2_t + \phi X_t + \nu_{t+1}, \quad (2)$$

wobei r_{t+1} die Aktienrendite, $HALF1_t$ und $HALF2_t$ politische Indikatorvariablen, X_t einen Vektor makroökonomischer Kontrollvariablen und ν_{t+1} den Störterm darstellen. Die politische Indikatorvariable $HALF1_t$ ($HALF2_t$) nimmt in der ersten (zweiten) Hälfte des Wahlzyklus den Wert eins an und ist andernfalls null. Die übrigen Konventionen betreffend die Notation sind bereits aus Regressionsgleichung (1) bekannt.

Die Koeffizienten β_1 und β_2 sind als durchschnittliche Renditen in der ersten bzw. zweiten Hälfte des Wahlzyklus interpretierbar. Der Test der Nullhypothese gleicher Koeffizienten β_1 und β_2 erlaubt festzustellen, ob die durchschnittlichen Renditen in der ersten Hälfte des Wahlzyklus signifikant von denen in der zweiten Hälfte verschieden sind. Sofern die $\chi^2(1)$ -Teststatistik die Nullhypothese gleicher Renditen ablehnt und der Koeffizient $\hat{\beta}_2$ positiv und signifikant höher als $\hat{\beta}_1$ ist, liegt empirische Evidenz für einen Wahlzykluseffekt vor.

Eine leichte Modifikation der Regressionsgleichung (2) erlaubt zusätzlich die Untersuchung des Einflusses des US-amerikanischen Wahlzyklus auf die deutschen Aktienrenditen (Foerster und Schmitz (1997)). Hierfür werden die beiden Indikatorvariablen $HALF1_t$ und

$HALF2_t$, durch ihre US-amerikanischen Pendanten $HALF1US_t$ und $HALF2US_t$ ersetzt. Die politische Indikatorvariable $HALF1US_t$ ($HALF2US_t$) nimmt folglich in der ersten (zweiten) Hälfte des US-amerikanischen Wahlzyklus den Wert eins an und ist andernfalls null.

Die Regressionsgleichungen (1) und (2) werden in einem ersten Schritt mit der gewöhnlichen KQ-Methode geschätzt, wobei eine Korrektur der Residuen um Heteroskedastie und Autokorrelation mit der von Newey und West (1987) vorgeschlagenen Methode erfolgt. Die Bandbreite der einzubeziehenden autoregressiven Verzögerungen für den Newey-West-Ansatz wurde auf 12 Monate festgesetzt. Im zweiten Schritt werden die Gleichungen (1) und (2) mit einem zweistufigen Instrumentvariablenverfahren geschätzt, um Endogenitäten der Kontrollvariablen Rechnung zu tragen.

Alle Zeitreihen zur Untersuchung des Regierungs- und Wahlzykluseffekts in Deutschland stehen als Monatsdaten zur Verfügung. Die Zeitreihen sind der Zeitreihen-Datenbank der Bundesbank und den vom Internationalen Währungsfonds herausgegebenen *International Financial Statistics* entnommen. Für die Dividendenrendite wurde die von Gielen (1994) bereitgestellte Zeitreihe mit der seit Januar 1973 von Thomson Financial Datastream berechneten Dividendenrendite verknüpft. In Tabelle 1 findet sich eine Übersicht über die in dieser Studie verwendeten Zeitreihen, die jeweils verfügbare Stützbereichslänge und die Quellenangabe. Die Zeitreihen für die USA werden zur Analyse des Einflusses des US-amerikanischen Wahlzyklus und als Kontrollvariable in Form der verzögerten US-Aktienrenditen benötigt.

Tabelle 1

Die Konstruktion der politischen Indikatorvariablen stellt weder für Deutschland noch für die USA ein Problem dar. Sowohl die Wahldaten als auch die Zeitpunkte, an denen (außerplanmäßige) Regierungswechsel stattfanden, sind für den untersuchten Zeitraum von Dezem

ber 1959 bis Dezember 2003 ausreichend dokumentiert. Um das Risiko fehlerhafter Daten zu minimieren, wurden verschiedene Quellen konsultiert und abgeglichen.³ Auch die Einteilung der deutschen Bundesregierungen in linke und rechte Regierungen lässt ebenso wie für die USA bei diesem einfachen Klassifikationsschema keine Zweifel zu. Lediglich für die große Koalition unter Kurt Georg Kiesinger von 1966 bis 1969 sind prinzipiell verschiedene Einteilungen denkbar: Die zahlenmäßige Dominanz der CDU/CSU in der damaligen Bundesregierung legt eine Klassifikation als „rechte Regierung“ nahe. Berger und Woitek (1997) argumentieren hingegen, dass der Eintritt der SPD in die Regierungsverantwortung im Jahr 1966 einen deutlichen Linksruck bewirkt habe. Dies spräche für eine Klassifikation als linke Regierung. Wir entschließen uns daher, die 33 Beobachtungen der Regierung unter Kiesinger als „neutral“ einzustufen und nehmen sie von den Regressionsanalysen aus. Döpke und Pierdzioch (2004) verfahren analog.

3. Empirische Resultate

Die Schätzergebnisse zur Regressionsgleichung (1) finden sich in Tabelle 2, wobei zunächst die Parameter der Kontrollvariablen gleich null, $\phi = 0$, gesetzt wurden. Die Ergebnisse für die nominelle Aktienrendite r_{t+1}^{NOM} , die Überschussrendite r_{t+1}^{EXC} und die reale Rendite r_{t+1}^{REAL} sind in der zweiten bis vierten Spalte dargestellt. Die $\chi^2(1)$ -Teststatistiken erlauben eine Ablehnung der Nullhypothese gleicher durchschnittlicher Renditen unter linken und rechten Regierungen auf dem 5%-igen Signifikanzniveau. Sowohl ökonomisch als auch statistisch gesehen sind die festgestellten Renditeunterschiede von bis zu 13,6% signifikant.

Dieser Effekt hat jedoch nach der Einbeziehung der Kontrollvariablen und der Aufgabe der Restriktion $\phi = 0$ keinen Bestand mehr (fünfte bis siebte Spalte von Tabelle 2). Die Null

³ Neben Online-Quellen der deutschen und US-amerikanischen Regierungen waren dies Alesina und Roubini (1992), Banks und Muller (1998), Caramani (2000), Lane, McKay und Newton (1991), Müller und Strøm (1997)

hypothese gleicher durchschnittlicher Renditen kann nun nicht mehr abgelehnt werden. Die Ergebnisse liefern demzufolge keine empirische Unterstützung für den Regierungseffekt. Der deutsche Aktienmarkt steht daher nicht unter der systematischen Beeinflussung durch linke und rechte Regierungen, wie dies in den USA der Fall zu sein scheint (Santa-Clara und Valkanov (2003)). Einschränkend muss jedoch angeführt werden, dass die deutsche Nachkriegsgeschichte bis dato lediglich drei größere politische Machtwechsel zu verzeichnen hatte. Die empirischen Ergebnisse sind daher mit Vorsicht zu interpretieren.

Tabelle 2

Im nächsten Schritt erfolgt die Schätzung von Regressionsgleichung (2), die Aussagen über die empirische Stichhaltigkeit des Wahlzykluseffekts erlaubt. Die empirischen Ergebnisse für die verschiedenen Definitionen der abhängigen Variablen unter der Restriktion $\phi = 0$ finden sich in der zweiten bis vierten Spalte von Tabelle 3 in Panel A. In Übereinstimmung mit den für den US-amerikanischen Aktienmarkt festgestellten empirischen Ergebnissen sind auch in Deutschland die Aktienrenditen in der zweiten Hälfte des Wahlzyklus signifikant höher als in der ersten. Die Renditeunterschiede liegen bei Nichtberücksichtigung der Kontrollvariablen zwischen 13% und 13,6%, und die Nullhypothese gleicher durchschnittlicher Renditen kann jeweils auf dem 1%-Signifikanzniveau abgelehnt werden.

Wird um den Konjunktoreinfluss und den Einfluss des US-amerikanischen Aktienmarktes kontrolliert, so schwächt sich der oben festgestellte Wahlzykluseffekt in Deutschland zwar deutlich ab, hat aber weiterhin Bestand. Die Renditeunterschiede liegen nun zwischen 6,5% und 7,3%, und die Nullhypothese gleicher Durchschnittsrenditen in beiden Hälften des Wahlzyklus kann lediglich auf dem 10%- bzw. 5%-igen Signifikanzniveau abgelehnt werden.

und Pohl und Mayer (1998).

Die empirischen Ergebnisse sind in der fünften bis siebten Spalte von Tabelle 3 in Panel A zu finden. Interessant ist dieses Ergebnis vor allem daher, da alle in vergleichbaren Studien berücksichtigten Kontrollvariablen auch in dieser Arbeit Berücksichtigung fanden und das festgestellte Muster in den Aktienrenditen dennoch nicht „wegzuerklären“ ist. Im Panel B in Tabelle 3 sind die empirischen Ergebnisse für die Untersuchung der Übertragung des US-amerikanischen Wahlzyklus auf den deutschen Aktienmarkt zusammengefasst. Hier können keinerlei statistisch signifikante Einflüsse festgestellt werden.

Tabelle 3

In Tabelle 4 unterziehen wir die empirischen Ergebnisse zum Wahlzykluseffekt einem ersten Test auf ihre Robustheit,⁴ indem wir eine getrennte Analyse für die Stützbereiche „Linke Regierungen“ in Panel A und „Rechte Regierungen“ in Panel B durchführen. Während sich der Wahlzyklus unter linken Regierungen nicht signifikant auf die Aktienrenditen auszuwirken scheint, zeigen die Ergebnisse für den Stützbereich „Rechte Regierungen“ einen umso stärkeren Wahlzykluseffekt mit durchschnittlichen Renditeunterschieden von über 19% bei Nichtberücksichtigung der Kontrollvariablen und um die 11% bei deren Berücksichtigung. Die $\chi^2(1)$ -Teststatistiken erlauben eine Ablehnung der Nullhypothese gleicher durchschnittlicher Renditen in beiden Hälften des Wahlzyklus auf dem 1%- bzw. 5%-Signifikanzniveau.

Tabelle 4

⁴ Ein weiterer Test auf Robustheit umfasste die Schätzung sämtlicher bis dato vorgestellter empirischer Ergebnisse unter Aussparung verschiedener Zeitfenster um den Aktienboom der 90er Jahre und das anschließende Platzen der Blase im Jahr 2000, um sicherzustellen, dass die empirischen Ergebnisse nicht von dieser Ausreißerperiode verzerrt werden. Die Ergebnisse blieben weitestgehend unverändert gegenüber dem Ausschluss der Perioden und verändern die Schlussfolgerungen nicht.

Schließlich enthält Tabelle 5 die Resultate des Instrumentvariablenverfahrens bei Berücksichtigung der Kontrollvariablen. Die Resultate der Instrumentvariablenschätzungen bestätigen übereinstimmend die auf der Grundlage des gewöhnlichen KQ-Verfahrens erzielten Schätzergebnisse. Danach zeigen sich keine empirischen Evidenzen zugunsten eines Regierungseffekts (Panel A). Ferner bestätigen die Instrumentvariablenschätzungen die Existenz eines deutschen Wahlzykluseffekts durch statistisch signifikant positive Parameter in der zweiten Hälfte der Legislaturperiode (Panel B). Die Ergebnisse in Panel C bekräftigen erneut die Nichtexistenz eines US-amerikanischen Wahlzyklus in deutschen Aktienrenditen. Damit sind die ursprünglich erhaltenen Resultate auch robust gegenüber dem Einsatz eines Instrumentvariablenverfahrens zur Berücksichtigung endogener Kontrollvariablen.

Tabelle 5

4. Schlussfolgerungen

Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, den deutschen Aktienmarkt auf systematische Zusammenhänge zwischen politischen Zyklen und Aktienrenditen zu untersuchen. Konkret werden empirische Evidenzen im Hinblick auf zwei politisch bedingte Aktienmarktanomalien präsentiert, die bisher für den deutschen Aktienmarkt in dieser Form nicht untersucht worden sind. Die Hypothese eines Regierungseffekts, nach dem unter linken Regierungen höhere Renditen als unter rechten Regierungen zu erzielen sind, kann dabei für Deutschland empirisch widerlegt werden. Jedoch kann die Hypothese der Existenz eines Wahlzykluseffekts, der höhere Aktienrenditen in der zweiten Hälfte des Wahlzyklus im Vergleich zur ersten Hälfte impliziert, durch die vorliegende Resultate bestätigt werden. Eine Übertragung des US-amerikanischen Wahlzyklus auf den deutschen Aktienmarkt findet nicht statt.

Da die empirischen Evidenzen für beide Anomalien bislang hauptsächlich den US-amerikanischen Aktienmarkt betreffen (Booth und Booth (2003), Santa-Clara und Valkanov (2003)), trägt diese Studie dazu bei, ein differenzierteres Bild über die Verbindung zwischen Aktienmärkten und Politik zu liefern, indem die empirischen Ergebnisse über den US-amerikanischen Markt hinaus ausgedehnt werden. Zukünftige Forschungsanstrengungen werden sich weiterer Tests auf die Robustheit der dokumentierten empirischen Ergebnisse widmen. Des Weiteren kann die Untersuchung der Stabilität von auf den festgestellten Anomalien basierenden Handelsstrategien verfolgt werden.

Literatur

- Alesina, A. und N. Roubini (1992), "Political Cycles in OECD Economies", *Review of Economic Studies* 59, 663–688.
- Banks, A. S. und T. C. Muller (1998), *Political Handbook of the World*, CSA Publications, Binghamton, New York.
- Berger, H. und U. Woitek (1997), "Searching for Political Business Cycles in Germany", *Public Choice* 91, 179 • 197.
- Booth, J. R. und L. C. Booth (2003), "Is Presidential Cycle in Security Returns Merely a Reflection of Business Conditions?", *Review of Financial Economics* 12, 131–159.
- Campbell, J. Y. (1991), "A Variance Decomposition for Stock Returns", *The Economic Journal* 101, 157–179.
- Campbell, J. Y. und R. J. Shiller (1988), "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends", *Journal of Finance* 43, 661–676.
- Caramani, D. (2000), *The Societies of Europe: Elections in Western Europe since 1815 – Electoral Results by Constituencies*, Palgrave Macmillan, Basingstoke, UK.
- Chen, N.-F. (1991), "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy", *Journal of Finance* 46, 529–554.
- Chen, N.-F., R. Roll und S. A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business* 59, 383–403.
- Chittenden, W., G. R. Jensen und R. R. Johnson (1999), "Presidential Politics, Stocks, Bonds, Bills and Inflation", *Journal of Portfolio Management*, 63–79.

- Döpke, J. und C. Pierdzioch (2004), “Politics and the Stock Market – Evidence from Germany”, Kiel Working Paper No. 1203.
- Fama, E. F. (1991), “Efficient Capital Markets: II”, *Journal of Finance* 46, 1575–1648.
- Fama, E. F. und K. R. French (1989), “Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics* 25, 23–49.
- Foerster, S. R. und J. J. Schmitz (1997), “The Transmission of U.S. Election Cycles to International Stock Returns”, *Journal of International Business Studies* 28, 1–27.
- Gärtner, M. und K. W. Wellershoff (1995), “Is there an Election Cycle in American Stock Returns?”, *International Review of Economics and Finance* 4, 387–410.
- Gielen, G. (1994), *Können Aktienkurse noch steigen? Langfristige Trendanalyse des deutschen Aktienmarktes*, Gabler, Wiesbaden.
- Hensel, C. R. und W. T. Ziemba (1995), “United States Investment Returns during Democratic and Republican Administrations, 1928 – 1993”, *Financial Analysts Journal* 51, 61–69.
- Herbst, A. F. und C. W. Slinkman (1984), “Political-Economic Cycles in the U.S. Stock Market”, *Financial Analysts Journal* 40, 38–44.
- Huang, R. D. (1985), “Common Stock Returns and Presidential Elections”, *Financial Analysts Journal* 41, 58–65.
- Keim, D. B. und R. F. Stambaugh (1986), “Predicting Returns in the Stock and Bond Markets”, *Journal of Financial Economics* 17, 357–390.

- Lane, J.-E., D. H. McKay und K. Newton (1991), *Political Data Handbook: OECD Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Müller, W. C. und K. Strøm, Eds., (1997), *Koalitionsregierungen in Westeuropa: Bildung, Arbeitsweise und Beendigung*, Schriftenreihe des Zentrums für angewandte Politikforschung, Bd. 13, Signum-Verlag, Wien.
- Newey, W. K. und K. D. West (1987), “A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix”, *Econometrica* 55, 703–708.
- Newey, W. K. und K. D. West (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation”, *Review of Economic Studies* 61, 631–653.
- Santa-Clara, P. und R. Valkanov (2003), “The Presidential Puzzle: Political Cycles and the Stock Market”, *Journal of Finance* 58, 1841–1872.
- Siegel, J. J. (2002), *Stocks for the Long Run. The Definitive Guide to Financial Market Returns and Long-Term Investment Strategies*, 3rd edition, McGraw-Hill, New York.
- Stovall, R. H. (1992), “Forecasting Stock Market Performance via the Presidential Cycle”, *Financial Analysts Journal* 48, 5–8.

Tabelle 1: Zeitreihen und Quellen

Land	Zeitreihe	Sample	Quelle
Deutschland	Aktienindex	1959:12 – 2004:09	Bundesbank
	Geldmarktsatz für Dreimonatsgeld	1959:12 – 2004:09	Bundesbank
	Umlaufrendite von Industrieobligationen	1957:01 – 2004:09	Bundesbank
	Umlaufrendite von Anleihen der öffentlichen Hand	1957:01 – 2004:09	Bundesbank
	Langfristiger Zinssatz für festverzinsliche Wertpapiere	1957:01 – 2004:01	IFS
	Verbraucherpreisindex	1957:01 – 2003:12	IFS
	Dividendenrendite	1957:01 – 2003:12	Gielen (1994) und Datastream
	Dummy “Linke/Rechte Regierung” Dummy “Wahlzyklus”	1957:01 – 2004:09 1957:01 – 2004:09	
USA	Aktienindex	1957:01 – 2004:01	IFS
	Treasury Bill Rate	1957:01 – 2004:01	FRED und IFS
	Verbraucherpreisindex	1957:01 – 2003:12	IFS
	Dummy “Linke/Rechte Regierung”	1957:01 – 2004:09	
	Dummy “Wahlzyklus”	1957:01 – 2004:09	

Die Quellen zur Konstruktion der politischen Indikatorvariablen finden sich im Text. IFS steht für *International Financial Statistics*, FRED für *Federal Reserve Economic Data*.

Tabelle 2: Empirische Ergebnisse zum Regierungseffekt

	ohne Kontrollvariablen			mit Kontrollvariablen		
	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}
LW_t	-2,98 (0,78)	-9,15 (2,31)**	-6,87 (1,80)*	5,35 (1,85)*	0,13 (0,05)	3,71 (1,22)
RW_t	9,08 (2,39)**	3,83 (1,00)	6,72 (1,75)*	2,89 (0,92)	-2,85 (0,86)	-1,08 (0,35)
$Diff$	-12,06 (5,05)**	-12,98 (5,61)**	-13,59 (6,40)**	2,46 (0,29)	2,98 (0,42)	4,79 (1,18)
\bar{R}^2	0,09	0,10	0,11	0,47	0,47	0,46
T/LW	517/221	517/221	517/221	516/221	516/221	516/221

In der Tabelle bezeichnen die Werte unter den geschätzten Parametern für LW_t und RW_t (in Klammern) t -Statistiken nach dem Newey-West-Verfahren. Die Werte unter den Koeffizienten für $Diff$ (in Klammern) sind $\chi^2(1)$ -Teststatistiken mit einem Freiheitsgrad, die die Nullhypothese gleicher Renditen unter linken und rechten Regierungen testen. T gibt die Anzahl der Beobachtungen an, LW die Anzahl der Monate unter linken Regierungen. Die Anzahl der im Newey-West-Ansatz berücksichtigten autoregressiven Verzögerungen beträgt zwölf. *, **, *** kennzeichnen signifikante Statistiken auf dem 10%-, 5%- und 1%-Signifikanzniveau.

Tabelle 3: Empirische Ergebnisse zum Wahlzykluseffekt

	ohne Kontrollvariablen			mit Kontrollvariablen		
	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}
Panel A: Erste versus zweite Hälfte des deutschen Wahlzyklus						
$HALF1_t$	-2,06 (0,63)	-7,92 (2,34)**	-5,02 (1,50)	1,53 (0,56)	-4,19 (1,46)	-1,85 (0,68)
$HALF2_t$	10,98 (2,96)***	5,70 (1,50)	8,01 (2,10)**	8,06 (3,41)***	2,68 (1,09)	5,41 (2,21)**
$Diff$	-13,04 (8,03)***	-13,62 (8,25)***	-13,03 (7,56)***	-6,53 (3,73)*	-6,87 (3,83)*	-7,26 (4,83)**
\bar{R}^2	0,09	0,09	0,09	0,47	0,47	0,46
$T/HALF1$	517/263	517/263	517/263	516/263	516/263	516/263
Panel B: Erste versus zweite Hälfte des US-Wahlzyklus						
$HALF1US_t$	2,44 (0,57)	-3,59 (0,82)	-0,71 (0,16)	5,80 (1,91)*	-0,08 (0,02)	2,45 (0,77)
$HALF2US_t$	6,39 (2,03)**	1,29 (0,40)	3,61 (1,15)	3,70 (1,53)	-1,49 (0,60)	1,03 (0,40)
$Diff$	-3,95 (0,63)	-4,88 (0,89)	-4,32 (0,71)	2,10 (0,31)	1,41 (0,12)	1,42 (0,12)
\bar{R}^2	0,01	0,01	0,01	0,45	0,45	0,44
$T/HALF1US$	517/264	517/264	517/264	516/263	516/263	516/263

Es bezeichnen die Werte unter den geschätzten Parametern für $HALF1_t$, $HALF2_t$, $HALF1US_t$ und $HALF2US_t$ (in Klammern) t -Statistiken nach dem Newey-West-Verfahren. Die Werte unter den Koeffizienten für $Diff$ (in Klammern) sind $\chi^2(1)$ -Teststatistiken mit einem Freiheitsgrad, die die Nullhypothese gleicher Renditen in der ersten und zweiten Hälfte des Wahlzyklus testen. T gibt die Anzahl der Beobachtungen an, $HALF1$ ($HALF1US$) die Anzahl der Monate, die hiervon in die erste Hälfte des deutschen (US-amerikanischen) Wahlzyklus fallen. Die Anzahl der im Newey-West-Ansatz berücksichtigten autoregressiven Verzögerungen beträgt 12. *, **, *** kennzeichnen signifikante Statistiken auf dem 10%-, 5%- und 1%-Signifikanzniveau.

Tabelle 4: Sensitivitätsanalyse zum Wahlzykluseffekt

	ohne Kontrollvariablen			mit Kontrollvariablen		
	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}
Panel A: Erste versus zweite Hälfte des deutschen Wahlzyklus (Stützbereich „Linke Regierungen“)						
$HALF1_t$	-3,91 (0,77)	-10,46 (1,90)*	-7,56 (1,42)	7,21 (2,08)**	1,84 (0,52)	5,65 (1,49)
$HALF2_t$	-1,75 (0,34)	-7,43 (1,45)	-5,85 (1,23)	2,28 (0,78)	-2,92 (0,96)	1,63 (0,54)
$Diff$	-2,16 (0,10)	-3,03 (0,18)	-1,71 (0,06)	4,93 (2,04)	4,76 (1,60)	4,02 (1,21)
\bar{R}^2	0,00	0,00	0,00	0,54	0,55	0,49
$T/HALF1$	221/121	221/121	221/121	221/121	221/121	221/121
Panel B: Erste versus zweite Hälfte des deutschen Wahlzyklus (Stützbereich „Rechte Regierungen“)						
$HALF1_t$	-0,50 (0,11)	-5,84 (1,36)	-2,91 (0,67)	-2,85 (0,86)	-8,83 (2,48)**	-5,79 (1,69)*
$HALF2_t$	18,80 (4,81)***	13,63 (3,36)***	16,47 (4,06)***	7,67 (2,06)**	2,20 (0,55)	5,23 (1,22)
$Diff$	-19,30 (12,45)***	-19,47 (12,73)***	-19,38 (12,09)***	-10,52 (5,14)**	-11,03 (4,90)**	-11,02 (4,59)**
\bar{R}^2	0,20	0,20	0,20	0,47	0,44	0,46
$T/HALF1$	263/132	263/132	263/132	262/132	262/132	262/132

Es bezeichnen die Werte unter den geschätzten Parametern für $HALF1_t$ und $HALF2_t$ (in Klammern) t -Statistiken nach dem Newey-West-Verfahren. Die Werte unter den Koeffizienten für $Diff$ (in Klammern) sind $\chi^2(1)$ -Teststatistiken mit einem Freiheitsgrad, die die Nullhypothese gleicher Renditen in der ersten und zweiten Hälfte des Wahlzyklus testen. T gibt die Anzahl der Beobachtungen an, $HALF1$ die Anzahl der Monate, die hiervon in die erste Hälfte des deutschen Wahlzyklus fallen. Die Anzahl der im Newey-West-Ansatz berücksichtigten autoregressiven Verzögerungen beträgt 12. *, **, *** kennzeichnen signifikante Statistiken auf dem 10%-, 5%- und 1%-Signifikanzniveau.

Tabelle 5: Empirische Ergebnisse der Instrumentvariablenschätzungen

	r_{t+1}^{NOM}	r_{t+1}^{EXC}	r_{t+1}^{REAL}
Panel A: Regierungseffekt			
LW_t	4,37 (3,03)***	- 0,77 (0,52)	1,85 (1,25)
RW_t	3,41 (2,92)***	- 2,35 (1,96)*	0,03 (0,03)
$Diff$	0,96 (0,20)	1,58 (0,51)	1,82 (0,67)
\bar{R}^2	0,47	0,47	0,46
T/LW	515/221	515/221	515/221
Panel B: Wahlzykluseffekt (deutscher Wahlzyklus)			
$HALF1_t$	1,63 (1,51)	- 4,10 (3,72)***	- 1,65 (1,50)
$HALF2_t$	7,77 (7,24)***	2,41 (2,19)**	5,06 (4,60)***
$Diff$	- 6,14 (14,23)***	- 6,51 (15,19)***	- 6,71 (16,17)***
\bar{R}^2	0,47	0,47	0,46
$T/HALF1$	515/263	515/263	515/263
Panel C: Wahlzykluseffekt (US-amerikanischer Wahlzyklus)			
$HALF1US_t$	5,80 (5,12)***	- 0,19 (0,16)	2,33 (2,00)**
$HALF2US_t$	3,50 (2,90)***	- 1,56 (1,25)	1,03 (0,83)
$Diff$	2,30 (1,54)	1,37 (0,51)	1,30 (0,46)
\bar{R}^2	0,45	0,45	0,44
$T/HALF1US$	515/262	515/262	515/262

Es bezeichnen die Werte unter den geschätzten Parametern für LW_t , RW_t , $HALF1_t$, $HALF2_t$, $HALF1US_t$ und $HALF2US_t$ (in Klammern) t -Statistiken nach dem Newey-West-Verfahren. Die Werte unter den Koeffizienten für $Diff$ (in Klammern) sind F(1,507)-Teststatistiken, die jeweils die Nullhypothese gleicher Renditen testen. Die Anzahl der im Newey-West-Ansatz berücksichtigten autoregressiven Verzögerungen beträgt 12. Die übrige Notation ist bereits aus Tabellen 2 bis 4 bekannt. *, **, *** kennzeichnen signifikante Statistiken auf dem 10%-, 5%- und 1%-Signifikanzniveau.

Postgraduate Research Programme
“Capital Markets and Finance in the Enlarged Europe”
Working Paper Series

- No. 1/2001 The Problem of Optimal Exchange Rate Systems For Central European Countries, Volbert Alexander.
- No. 2/2001 Reaktion des deutschen Kapitalmarktes auf die Ankündigung und Verabschiedung der Unternehmenssteuerreform 2001, Adam Gieralka / Agnieszka Drajewicz, FINANZ BETRIEB, 2001.
- No. 3/2001 Trading Volume and Stock Market Volatility: The Polish Case, Martin T. Bohl / Harald Henke, International Review of Financial Analysis, 2003.
- No. 4/2001 The Valuation of Stocks on the German “Neuer Markt” in 1999 and 2000, Gunter Fischer, FINANZ BETRIEB, 2001.
- No. 5/2001 Privatizing a Banking System: A Case Study of Hungary, István Ábel / Pierre L. Siklos.
- No. 6/2001 Periodically Collapsing Bubbles in the US Stock Market? Martin T. Bohl, International Review of Economics and Finance, 2003.
- No. 7/2001 The January Effect and Tax-Loss Selling: New Evidence from Poland, Harald Henke.
- No. 8/2001 Forecasting the Exchange Rate. The Model of Excess Return Rate on Foreign Investment, Michał Rubaszek / Dobromił Serwa, Bank i Kredyt, 2001.
- No. 1/2002 The Influence of Positive Feedback Trading on Return Autocorrelation: Evidence for the German Stock Market, Martin T. Bohl / Stefan Reitz. in: Stephan Geberl, Hans-Rüdiger Kaufmann, Marco Menichetti, Daniel F. Wiesner, eds., Aktuelle Entwicklungen im Finanzdienstleistungsbereich, Physica-Verlag, Heidelberg.
- No. 2/2002 Tax Evasion, Tax Competition and the Gains from Nondiscrimination: The Case of Interest Taxation in Europe, Eckhard Janeba / Wolfgang Peters, The Economic Journal, 1999 (Reprint).
- No. 3/2002 When Continuous Trading is not Continuous: Stock Market Performance in Different Trading Systems at the Warsaw Stock Exchange, Harald Henke.
- No. 4/2002 Redistributive taxation in the era of globalization: Direct vs. representative democracy, Silke Gottschalk / Wolfgang Peters, International Tax and Public Finance, 2003.
- No. 5/2002 Sustainability of public finances at the state level: Indicators and empirical evidence for the German Länder, Helmut Seitz.
- No. 6/2002 Structure and Sources of Autocorrelations in Portfolio Returns: Empirical Investigation of the Warsaw Stock Exchange, Bartosz Gębka.
- No. 7/2002 The Overprovision Anomaly of Private Public Good Supply, Wolfgang Buchholz / Wolfgang Peters, Journal of Economics, 2001 (Reprint).
- No. 8/2002 EWMA Charts for Monitoring the Mean and the Autocovariances of Stationary Processes, Maciej Rosołowski / Wolfgang Schmid, Sequential Analysis, 2003.
- No. 9/2002 Distributional Properties of Portfolio Weights, Yarema Okhrin / Wolfgang Schmid.
- No. 10/2002 The Present Value Model of US Stock Prices Redux: A New Testing Strategy and Some Evidence, Martin T. Bohl / Pierre L. Siklos, Quarterly Review of Economics and Finance, 2004.

- No. 11/2002 Sequential Methods for Detecting Changes in the Variance of Economic Time Series, Stefan Schipper / Wolfgang Schmid, Sequential Analysis, 2001 (Reprint).
- No. 12/2002 Handelsstrategien basierend auf Kontrollkarten für die Varianz, Stefan Schipper / Wolfgang Schmid, Solutions, 2001 (Reprint).
- No. 13/2002 Key Factors of Joint-Liability Loan Contracts: An Empirical Analysis, Denitza Vigenina / Alexander S. Kritikos.
- No. 14/2002 Monitoring the Cross-Covariances of a Multivariate Time Series, Przemysław Śliwa / Wolfgang Schmid, Metrika, 2004.
- No. 15/2002 A Comparison of Several Procedures for Estimating Value-at-Risk in Mature and Emerging Markets, Laurențiu Mihailescu.
- No. 16/2002 The Bundesbank's Inflation Policy and Asymmetric Behavior of the German Term Structure, Martin T. Bohl / Pierre L. Siklos, Review of International Economics, 2004.
- No. 17/2002 The Information Content of Registered Insider Trading under Lax Law Enforcement, Tomasz P. Wiśniewski / Martin T. Bohl, International Review of Law and Economics (forthcoming).
- No. 18/2002 Return Performance and Liquidity of Cross-Listed Central European Stocks, Piotr Korczak / Martin T. Bohl, Emerging Markets Review (forthcoming).
- No. 1/2003 When Continuous Trading Becomes Continuous, Harald Henke, Quarterly Review of Economics and Finance (forthcoming).
- No. 2/2003 Volume Shocks and Short-Horizon Stock Return Autocovariances: Evidence from the Warsaw Stock Exchange, Bartosz Gębka.
- No. 3/2003 Institutional Trading and Return Autocorrelation: Empirical Evidence on Polish Pension Fund Investors' Behavior, Bartosz Gębka / Harald Henke / Martin T. Bohl, Global Finance Journal (forthcoming).
- No. 4/2003 Insiders' Market Timing and Real Activity: Evidence from an Emerging Market, Tomasz P. Wisniewski.
- No. 5/2003 Financial Contagion: Empirical Evidence on Emerging European Capital Markets, Dobromił Serwa / Martin T. Bohl.
- No. 6/2003 A Sequential Method for the Evaluation of the VaR Model Based on the Run between Exceedances, Laurențiu Mihailescu, Allgemeines Statistisches Archiv, 2004.
- No. 7/2003 Do Words Speak Louder Than Actions? Communication as an Instrument of Monetary Policy, Pierre L. Siklos / Martin T. Bohl.
- No. 8/2003 Aktienhaussen der 80er und 90er Jahre: Waren es spekulative Blasen? Martin T. Bohl, Kredit und Kapital, 2003.
- No. 9/2003 Institutional Traders' Behavior in an Emerging Stock Market: Empirical Evidence on Polish Pension Fund Investors, Svitlana Voronkova / Martin T. Bohl, Journal of Business Finance and Accounting (forthcoming).
- No. 10/2003 Modeling Returns on Stock Indices for Western and Central European Stock Exchanges - a Markov Switching Approach, Jędrzej Białkowski, South-Eastern Europe Journal of Economics (forthcoming).
- No. 11/2003 Instability in Long-Run Relationships: Evidence from the Central European Emerging Stock Markets, Svitlana Voronkova, International Review of Financial Analysis, 2004.
- No. 12/2003 Exchange Market Pressure and Official Interventions: Evidence from Poland, Szymon Bielecki.
- No. 13/2003 Should a portfolio investor follow or neglect regime changes? Vasyl Golosnoy / Wolfgang Schmid.

- No. 14/2003 Sequential Monitoring of the Parameters of a One—Factor Cox—Ingersoll—Ross Model, Wolfgang Schmid / Dobromir Tzotchev, *Sequential Analysis*, 2004.
- No. 15/2003 Consolidation of the Polish Banking Sector: Consequences for the Banking Institutions and the Public, Olena Havrylchuk, *Economic Systems*, 2004.
- No. 16/2003 Do Central Banks React to the Stock Market? The Case of the Bundesbank, Martin T. Bohl / Pierre L. Siklos / Thomas Werner.
- No. 17/2003 Reexamination of the link between insider trading and price efficiency, Tomasz P. Wisniewski, *Economic Systems*, 2004.
- No.18/2003 The Stock Market and the Business Cycle in Periods of Deflation, (Hyper-) Inflation, and Political Turmoil: Germany 1913 – 1926, Martin T. Bohl / Pierre L. Siklos, in: Richard C.K. Burdekin, Pierre L. Siklos, eds., *Deflation. Current and Historical Perspectives*, Cambridge University Press.
- No. 19/2003 Revision Policy for the Two Assets Global Minimum Variance Portfolio, Vasyl Golosnoy.
- No. 20/2003 Price Limits on a Call Auction Market: Evidence from the Warsaw Stock Exchange, Harald Henke / Svitlana Voronkova, *International Review of Economics and Finance* (forthcoming).
- No. 21/2003 Efficiency of the Polish Banking Industry: Foreign versus Domestic Banks, Olena Havrylchuk.
- No. 22/2003 The Distribution of the Global Minimum Variance Estimator in Elliptical Models, Taras Bodnar / Wolfgang Schmid.
- No. 23/2003 Intra- and Inter-regional Spillovers between Emerging Capital Markets around the World, Bartosz Gębka / Dobromił Serwa.
- No. 24/2003 The Test of Market Efficiency and Index Arbitrage Profitability on Emerging Polish Stock and Futures Index Markets, Jędrzej Białkowski / Jacek Jakubowski.
- No. 1/2004 Firm-initiated and Exchange-initiated Transfers to Continuous Trading: Evidence from the Warsaw Stock Exchange, Harald Henke / Beni Lauterbach, *Journal of Financial Markets* (forthcoming).
- No. 2/2004 A Test for the Weights of the Global Minimum Variance Portfolio in an Elliptical Model, Taras Bodnar / Wolfgang Schmid.
- No. 3/2004 Testing for Financial Spillovers in Calm and Turmoil Periods, Jędrzej Białkowski / Martin T. Bohl / Dobromił Serwa.
- No. 4/2004 Do Institutional Investors Destabilize Stock Prices? Emerging Market's Evidence Against a Popular Belief, Martin T. Bohl / Janusz Brzeszczyński.
- No. 5/2004 Do Emerging Financial Markets React to Monetary Policy Announcements? Evidence from Poland, Dobromił Serwa.
- No. 6/2004 Natural Shrinkage for the Optimal Portfolio Weights, Vasyl Golosnoy.
- No. 7/2004 Are Financial Spillovers Stable Across Regimes? Evidence from the 1997 Asian Crisis, Bartosz Gębka / Dobromił Serwa.
- No. 8/2004 Managerial Ownership and Informativeness of Accounting Numbers in a European Emerging Market, Adriana Korczak.
- No. 9/2004 The individual stocks arbitrage: Evidence from emerging Polish market, Jędrzej Białkowski / Jacek Jakubowski.
- No. 10/2004 Financial Contagion, Spillovers, and Causality in the Markov Switching Framework, Jędrzej Białkowski / Dobromił Serwa.

- No. 11/2004 Foreign Acquisitions and Industry Wealth Effects of Privatisation: Evidence from the Polish Banking Industry, Martin T. Bohl / Olena Havrylchuk / Dirk Schiereck.
- No. 12/2004 Insiders and the Law: The Impact of Regulatory Change on Insider Trading, Aaron Gilbert / Alireza Tourani-Rad / Tomasz Piotr Wisniewski.
- No. 13/2004 Do Insiders Crowd Out Analysts? Aaron Gilbert / Alireza Tourani-Rad / Tomasz Piotr Wisniewski.
- No. 14/2004 Measuring the Probability of Informed Trading: Estimation Error and Trading Frequency, Harald Henke.
- No. 15/2004 Discount or Premium? New Evidence on the Corporate Diversification of UK Firms, Rozalia Pal / Martin T. Bohl.
- No. 16/2004 Surveillance of the Covariance Matrix of Multivariate Nonlinear Time Series, Przemysław Śliwa / Wolfgang Schmid, Statistics (forthcoming).
- No. 17/2004 Specialist Trading and the Price Discovery Process of NYSE-Listed Non-US Stocks, Kate Phylaktis / Piotr Korczak.
- No. 18/2004 The Impact of Regulatory Change on Insider Trading Profitability: Some Early Evidence from New Zealand, Aaron Gilbert / Alireza Tourani-Rad / Tomasz Piotr Wisniewski.
- No. 19/2004 Macroeconomic Uncertainty and Firm Leverage, Christopher F. Baum / Andreas Stephan / Oleksandr Talavera.
- No. 20/2004 Is the close bank-firm relationship indeed beneficial in Germany? Adriana Korczak / Martin T. Bohl.
- No. 21/2004 International Evidence on the Democrat Premium and the Presidential Cycle Effect, Martin T. Bohl / Katrin Gottschalk.
- No. 22/2004 Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening: Relative Contributions to Growth and Convergence During 90's. A Comment, Oleg Badunenko / Valentin Zelenyuk.
- No. 23/2004 The Distribution and Heterogeneity of Technical Efficiency within Industries – An Empirical Assessment, Michael Fritsch / Andreas Stephan.
- No. 24/2004 What Causes Cross-industry Differences of Technical Efficiency? – An Empirical Investigation, Michael Fritsch / Andreas Stephan.
- No. 25/2004 Correlation of Order Flow and the Probability of Informed Trading, Harald Henke.
- No. 1/2005 Steht der deutsche Aktienmarkt unter politischem Einfluss? Martin T. Bohl / Katrin Gottschalk.