

Zinskonvergenz in den Euro-Kandidatenländern: Eine dynamische Analyse

Dynamische versus statische Betrachtung

Das zentrale Argument dieser Studie lautet, dass die Erfüllung der Maastricht-Konvergenzkriterien auf der Grundlage einer dynamischen Analyse beurteilt werden sollte, und nicht anhand statischer Schwellenwerte, deren Erfüllung nur eine Momentaufnahme darstellt, vielleicht aber keinen längerfristigen Bestand aufweist.⁷ Die Analyse konzentriert sich dabei auf die monetäre Konvergenz.⁸ Diese kann als erfolgreich bezeichnet werden, wenn die Stabilität des Finanzsystems eines konvergierenden Landes zugenommen hat. Eine zunehmende Stabilität des Finanzsektors wird als ständiger Rückgang finanzieller Risiken für Investoren, gemessen an den Risikoprämien zweier Länder bzw. Regionen mit unterschiedlichen Währungen, interpretiert. Das in der Studie ausgewählte monetäre Kriterium ist jenes der nominalen Zinssätze für zehnjährige Staatspapiere. Es besagt,⁹ dass der nominale Zinssatz eines Kandidatenlandes im Jahr vor der Überprüfung der Beitrittsfähigkeit den durchschnittlichen Zinssatz der drei EU-Mitgliedsstaaten mit der niedrigsten Inflationsrate um nicht mehr als zwei Prozentpunkte übersteigen darf.¹⁰ Gemessen wird dieser Zinssatz in der Regel als Rendite von Staatspapieren mit zehnjähriger Laufzeit (*bond yields*).¹¹ Verglichen mit Inflationsdifferenzialen und Wechselkursen hat die Zinskonvergenz nur eine marginale Beachtung in der Literatur gefunden, obwohl sie tatsächlich ein wichtiger direkter Ausdruck für die Zunahme an finanzieller Stabilität ist.

⁷ Die Autoren danken Rolf Scheufele (IWH) für wertvolle Anregungen und Simone Lösel (IWH) für die gute Forschungsassistenz.

⁸ Zusammen mit den fiskalischen Kriterien (Budgetdefizit, öffentliche Verschuldung) bilden die monetären Kriterien langfristiger Zinssatz, Inflationsrate und Wechselkursstabilität die Maastricht-Kriterien für die Aufnahme eines Landes in die Eurozone.

⁹ Artikel 121 des Maastricht-Vertrags (Protokoll zu den Konvergenzkriterien).

¹⁰ Langfristige Schatzpapiere bzw. vergleichbare Titel, in der Praxis auf Papiere mit zehnjähriger Laufzeit bezogen.

¹¹ Diese Rendite entspricht nicht dem nominalen Zinssatz – dieser wird von der Regierung für die Laufzeit fixiert. Die Rendite ergibt sich dagegen durch den Handel auf dem Sekundärmarkt.

Eine statische Spezifikation von Schwellenwerten monetärer Konvergenz zieht signifikante Beurteilungsrisiken nach sich: Ein Kandidatenland könnte in der glücklichen Lage sein, ein offizielles Konvergenzkriterium zum Zeitpunkt der Überprüfung seiner Beitrittsfähigkeit zu erfüllen. Dieses Ergebnis könnte beispielsweise durch eine exzessiv rigide Geldpolitik in der Testphase oder durch beträchtliche Wohlfahrtskosten erreicht worden sein. Umgekehrt ist es möglich, dass ein Kandidat das Kriterium verfehlt, obwohl Regierung und Zentralbank einen vernünftigen Mix aus Geld- und Fiskalpolitik verfolgt hatten. Dies könnte dann der Fall sein, wenn es in der Währungszone selbst zu einer wirtschaftlichen Abschwächung oder Deflation mit sich anschließender Divergenz kommt. Als Beispiel für eine vorherige Erfüllung der Kriterien mit nachfolgender Divergenz wird häufig Slowenien angeführt, das in der Testphase vor Aufnahme in die Eurozone 2007 auch das Maastricht-Kriterium bezüglich der Inflationsrate erfüllte, den Konvergenzpfad jedoch nach Aufnahme wieder deutlich verließ. Als eine der Ursachen wird die nominale Aufwertung der slowenischen Währung in der Testphase genannt, die die Inflationsrate unterdrückte.

Dynamische Konvergenz, die aus sinkenden Risikoprämien auf langfristige Staatspapiere resultiert, ist von entscheidender Bedeutung für dauerhafte Preisstabilität und Stabilität der Finanzsysteme. Sie verringert die Wahrscheinlichkeit destabilisierender nominaler Schocks, die aus der Übernahme des Euro resultieren könnten. Die nachfolgende Analyse beginnt mit einer Beschreibung von Zeitmustern und Dateneigenschaften der Entwicklung der Staatstitel mit zehnjähriger Laufzeit in den fünf Euro-Kandidatenländern mit flexibler Geldpolitik, die 2004 in die Europäische Union (EU) aufgenommen wurden, also Tschechien, Polen, die Slowakei, Slowenien und Ungarn. Es folgt eine Analyse der Volatilitätsdynamik der Renditen dieser Titel mit einem multivariaten Regressionsmodell. Die Ausführungen schließen mit einigen Anmerkungen über die Beziehung der vorliegenden Ergebnisse zur gegenwärtigen Weltfinanzkrise in den betrachteten

Ländern und mit Konsequenzen für die Interpretation der offiziellen Konvergenzkriterien.¹² Die baltischen Länder sowie Bulgarien und Rumänien werden nicht in die Analyse einbezogen. Bulgarien und Rumänien begannen viel später als die hier untersuchten fünf Länder mit dem Handel von Staatspapieren auf dem Sekundärmarkt. Das monetäre Regime in den baltischen Ländern (und auch in Bulgarien) ist ein so genanntes *currency board*, d. h. ein inflexibles Geldsystem, durch das die Beziehung zwischen den Renditen und den makroökonomischen Fundamentalgrößen verzerrt wird.¹³ Damit eignen sich diese Länder nicht für jene Art von dynamischer Analyse monetärer Beziehungen.

Das Zeitmuster der Renditen langfristiger Staatspapiere

Der Markt für langfristige Staatspapiere in den mittel- und osteuropäischen Ländern zeigte erst in einem fortgeschrittenen Stadium der Systemtransformation und vor allem während der aktiven Vorbereitung auf den Beitritt zur Europäischen Union sichtbare Fortschritte. Im Frühstadium der Transformation konnten langfristige Staatstitel noch nicht eingeführt werden, da die Institutionen einer modernen Finanzpolitik zunächst von Grund auf organisiert werden und Inflationstreiber (wie etwa der Balassa-Samuelson-Effekt) an Bedeutung verlieren mussten, um überhaupt Inflationsprognosen glaubwürdig zu machen. Im Zuge einer verbesserten Inflationsvorhersage wurde die Zinskurve für Staatspapiere stabiler, ebenso wie die Risikoprämien. Deshalb konnten langfristige Staatstitel erst in einem fortgeschrittenen Stadium der Transformation eingeführt werden. Der Handel mit den Titeln auf dem Sekundärmarkt setzte im Januar 1999 in Ungarn, im Mai 1999 in Polen, im Mai 2000 in Tschechien, im Januar 2001 in der Slowakei und

im März 2002 in Slowenien ein. Bulgarien und Rumänien führten zehnjährige Schatztitel später, und zwar im Januar 2003 bzw. April 2005 ein.

Abbildung 1a:

Tschechien, Slowakei und Slowenien: Risikoaufschläge gegenüber den durchschnittlichen EU-12-Staatspapieren mit zehnjähriger Laufzeit

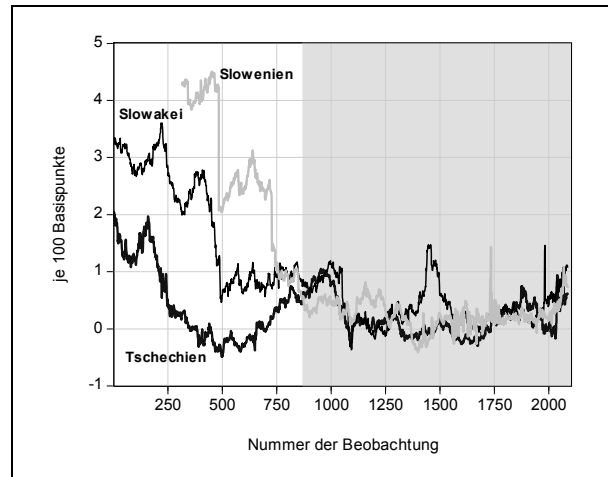
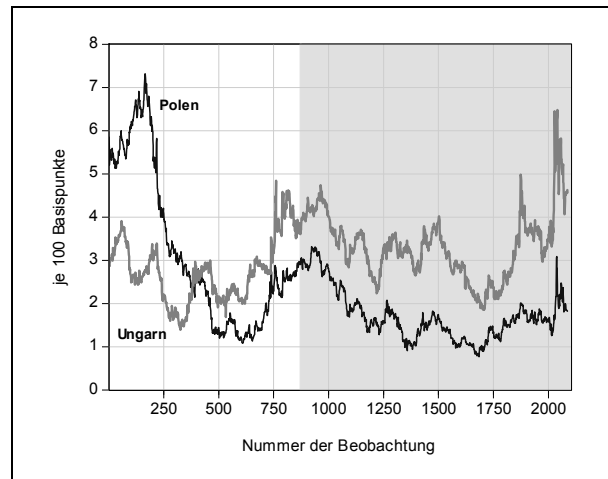


Abbildung 1b:

Polen, Ungarn: Risikoaufschläge gegenüber den durchschnittlichen EU-12-Staatspapieren mit zehnjähriger Laufzeit



Anmerkungen: Die Angaben auf der vertikalen Achse entsprechen vollen Prozent- bzw. 100 Basispunkten. Der schattierte Bereich umfasst die Zeit nach dem Beitritt im Mai 2004.

Quelle: Datastream.

¹² Einen Überblick über die Literatur zum Zusammenspiel von Konvergenz und Stabilität sowie weitere empirische Schritte sind zu finden in GABRISCH, H.; ORLOWSKI, L.: A Dynamic Approach to Interest Rate Convergence in Selected Euro-candidate Countries. IWH-Diskussionspapiere 10/2009.

¹³ Diese Störungen stammen von den sichtbaren Differenzen zwischen *De-Facto*- und *De-Jure*-Wechselkursen. Die Diskrepanz zwischen beiden verzerrt die ungedeckte Zinsparität und damit auch das tatsächliche Zinsrisiko. Vgl. dazu VON HAGEN, J.; ZHOU, J.: De Facto and Official Exchange Rate Regimes in Transition Economies, in: Economic Systems 2005, No. 2, pp. 256-75.

Zunächst erwiesen sich die Sekundärmärkte nicht als fundamental stabil. Die Abbildung zeigt die Entwicklung der täglichen Renditen seit Beginn des Handels auf den Sekundärmärkten (letzte Beobachtung: 22. Januar 2009; maximal 2 014 Beobachtungen). Die Risikoaufschläge auf langfristige Staats-

titel in den im Mai 2004 beigetretenen Ländern gegenüber den entsprechenden durchschnittlichen Erträgen der ursprünglichen zwölf Mitglieder der Eurozone erwiesen sich 2001 als beträchtlich erhöht, wobei sie zwischen mehr als 700 Basispunkten für Polen (vgl. Abbildung 1b) und knapp unter 200 Basispunkten für Tschechien rangierten (vgl. Abbildung 1a).

Während der aktiven Vorbereitung auf den EU-Beitritt (2002 bis 2004) halfen eine disziplinierte Geld- und Fiskalpolitik zusammen mit rückläufigen Inflationsraten, diese Risikoaufschläge für alle Länder beträchtlich zu reduzieren. Seit 2004 zeichnet sich allerdings wieder ein differenziertes Bild ab: In den Ländern, die relativ entschieden und schnell auf die Übernahme des Euro hinarbeiteten (Beitritte: Slowenien 2007 und Slowakei 2009), wiesen die Risikoaufschläge kaum noch eine Abweichung vom Euro-Durchschnitt auf (vgl. Abbildung 1a). Etwas Ähnliches gilt für Tschechien. Dagegen bewegten sich die Risikoaufschläge auf polnische Staatstitel am aktuellen Rand noch auf einem um ca. 200 Basispunkte höheren Niveau als in der Eurozone, obwohl sie seit Beginn des Handels beträchtlich gesunken waren. Doch ungarische Staatstitel wiesen nicht nur die höchste Abweichung (ca. 400 Basispunkte) auf, sondern auch eine zuletzt wieder steigende Tendenz (vgl. Abbildung 1b). Zusammenfassend zeichnet sich ein Bild ab, demzufolge Tschechien, Slowenien und die Slowakei das Konvergenzkriterium der nominalen langfristigen Zinsen nahezu erfüllt zu haben scheinen, während Polen und besonders Ungarn noch einen langen Weg zu gehen hätten.

Ursachen der Risikodivergenz

Die sichtbare Divergenz in den Risikoaufschlägen steht offenbar im Zusammenhang mit den bestehenden Unterschieden zwischen den Ländern in ihrer fiskalischen Disziplin, in ihren makroökonomischen Fundamentalgrößen und in der Risikostruktur ihrer Kapitalzuflüsse (vgl. Tabelle 1). Zum Beispiel gehen die hohen Zinsaufschläge auf ungarische Staatstitel einher mit dem höchsten öffentlichen Budgetdefizit unter den betrachteten Ländern. Ebenso entsprechen die hohe öffentliche Verschuldung und die Inflationsrate Ungarns diesem Bild. Auch ist die schwächste Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) offenbar der Preis für den Mangel an fiskalischer Disziplin.

Diese Betrachtung der Daten des Jahres 2007 schließt Slowenien aus, denn das Land wurde gerade in jenem Jahr Mitglied der Eurozone. Die Slowakei erfüllte am Vorabend der Euro-Übernahme im Jahre 2009 alle Maastricht-Kriterien mit einem sicheren Abstand. Polen und Tschechien erfüllten die Kriterien zwar im Jahr 2007, doch verpassten sie eine „Bona-fide-Chance“, den Euro gemeinsam mit der Slowakei vor Ausbruch der Weltfinanzkrise zu übernehmen. Es ist für die Argumentation dieser Studie nicht unerheblich, dass Ungarn zwar 2007 die Konvergenzkriterien nicht erfüllte, aber bei den langfristigen Zinssätzen bereits nahe an die Referenzrate herankam (es fehlten 0,2 Prozentpunkte) und möglicherweise das Kriterium ohne den Ausbruch der Weltfinanzkrise in den nachfolgenden Jahren erfüllt hätte. Gerade die Fälle Ungarn und Slowenien sind Anlass für die nachfol-

Tabelle 1:
Makroökonomische Fundamentalgrößen und Euro-Konvergenz
- Daten: 2007 -

	Wachstumsrate des realen BIP	Konsolidiertes Budget in % des BIP	öffentliche Verschuldung in % des BIP	HVPI-Inflationsrate in %	10YB-Erträge in %	festverzinsliche Unternehmensanleihen (in % des BIP)	Aktienmarktkapitalisierung in % des BIP
Tschechien	6,6	-1,6*	28,7*	3,0*	4,3*	19,5	35,9
Ungarn	1,3	-5,5	66,0	7,9	6,7	14,1	31,5
Polen	6,5	-2,0*	45,2*	2,6*	5,5*	5,0	43,8
Slowakei	10,4	-2,2*	29,4*	1,9*	4,5*	9,2	18,6
Eurozone (EU 13) ^a	-	-3,0 (Referenzrate)	60 (Referenzrate)	3,2 (Referenzrate)	6,5 (Referenzrate)	81,4	73,8

* Markiert Erfüllung der Maastricht-Kriterien. – ^a Die Referenzraten beziehen sich auf 13 Länder (inkl. Slowenien).

Quellen: ECB Convergence Report – April 2008; Darstellung des IWH.

Tabelle 2:
GARCH-M-GED-Schätzergebnisse für ausgewählte Beitrittsländer

	Tschechien	Ungarn	Polen	Slowakei	Slowenien
Bedingter Mittelwert; abhängige Variable: tägliche Änderungen der Erträge auf Staatspapiere mit zehnjähriger Laufzeit					
Konstante	-0,001	0,001	-0,012***	0,018	-0,005
EUR12YB	0,727***	0,197***	0,304***	0,047***	0,892***
Log(GARCH)	0,001	-0,001	-0,002***	-0,003	0,001
DEU	0,004	-0,002	-0,001	0,002	-0,001
EUR12YB*DEU	-0,227***	-0,196***	-0,078***	0,101***	-0,875***
Bedingte Varianz; abhängige Variable: Varianz der täglichen Änderungen					
Konstante	0,001**	0,001	0,001***	0,001**	0,004
ARCH(1)	0,061*	0,478***	0,048*	0,184***	0,142***
ARCH(2)	-0,018	-0,051	0,021	-0,022	0,030
ARCH(3)	0,057	-0,120	0,037	0,039***	0,006
ARCH(4)	-0,065	0,024	0,030	0,033*	-0,018
ARCH(5)	0,267***	0,259	0,193***	-0,011	-
ARCH(6)	-0,248***	-0,280*	-0,289***	0,023	-
ARCH(7)	-	-	0,089***	0,001	-
ARCH(8)	-	-	-0,083***	0,014*	-
ARCH(9)	-	-	0,053***	-	-
GARCH(1)	0,944***	0,838***	0,895***	0,137	0,398
Summe	0,999	1,149	0,995	0,399	0,544
GED-Parameter	0,770***	0,410***	0,834***	1,018***	1,5 fixiert

Signifikanz-Niveaus: *** 1%, ** 5% und * 10%.

Quelle: Berechnungen des IWH auf Basis von Datastream-Daten.

gende dynamische Betrachtung, die hinter das scheinbare Bild von Konvergenz blickt.

Die empirische Schätzung von Risiko-Volatilität

Diese Analyse besteht darin, tägliche Veränderungen in den Renditen der Staatspapiere mit zehnjähriger Laufzeit auf Veränderungen in den entsprechenden durchschnittlichen Renditen des Euroraums („EUR12BY“) zu regressieren. Die Zeitreihe beginnt mit dem Start des Handels auf dem Sekundärmarkt und endet am 21. Januar 2009. Es wird also auf Existenz und Stärke einer Beziehung zwischen beiden Bewegungen getestet. Eine vollständige Konvergenz der Zinssätze liegt vor, wenn der Regressionskoeffizient der Veränderung der durchschnittlichen Euro12-Bond-Verzinsung den Wert eins annimmt. Es werden die ersten Differenzen logarithmisierte Tagesdaten verwendet, um die Stationarität der Zeitreihen zu sichern.¹⁴ Zwei zu-

sätzliche Variablen beschreiben die Effekte der EU-Mitgliedschaft: Die erste zusätzliche Variable „DEU“ ist eine Dummy-Variable, bei der die Mitgliedschaft in der EU mit eins, die Nichtmitgliedschaft mit null gesetzt wird. Damit kann der Einfluss der Aufnahme auf die Renditeentwicklung erfasst werden. Die zweite zusätzliche Variable („EUR12BY*DEU“) beschreibt die Interaktion zwischen EU-Mitgliedschaft und durchschnittlicher Rendite des Euroraums. Ein negativer Wert für diese Variable würde Divergenz der Renditen bzw. der Risikoaufschläge zu denen des Euro-Durchschnitts nach Aufnahme der Länder in die EU signalisieren (ein positives Vorzeichen demnach Konvergenz).

Ein empirisches Modell mit diesen drei Variablen wäre eine eher klassische Spezifizierung, die allerdings noch keine Aussage zuließe, ob bestehende Risikoaufschläge eher sinken oder zunehmen, mit anderen Worten, ob ein Zinsgefälle dazu tendiert, zu verschwinden oder nicht. Diese Auskunft vermittelt eine besondere Analyse des Residuums der Regression. Wie bei fast allen Finanzindikatoren

¹⁴ Die deskriptive Statistik ist zu finden in: GABRISCH, H.; ORLOWSKI, L., a. a. O.

Die Beziehungen von wirtschaftlichen und insbesondere finanziellen Zeitreihen können nicht ohne Weiteres mit einem linearen Regressionsmodell geschätzt werden, da das Residuum der Schätzung (der Fehlerterm) häufig nicht konstant ist. Es kann von einer der unabhängigen Variablen beeinflusst werden, ist zeitabhängig oder unterliegt beiden Einflüssen zugleich. Eine nicht konstante Varianz des Fehlerterms repräsentiert das Risiko bei der Prognose einer Zeitreihe. Die Erklärung einer nicht konstanten Varianz liegt somit in der Geschichte des Fehlerterms, d. h. den darin enthaltenen Informationen (deshalb: „bedingte“ Varianz), meist über institutionelle Faktoren. ARCH-/GARCH-Modelle dienen in der empirischen Wirtschaftsforschung dazu, die Zeitabhängigkeit der Varianz zu erfassen. Für den empirischen Test in dieser Studie wurde das folgende Modell einer Ko-Entwicklung zwischen inländischen und ausländischen Erträgen auf Staatstitel entwickelt. Das klassische lineare Modell dafür lautet

$$R_{Ct} = \beta_0 + \beta_1 R_{Et} + \xi_t, \quad (1)$$

wobei R das logarithmisierte Niveau der Renditen des Kandidatenlandes C bzw. des Euro-Durchschnitts E zum Zeitpunkt t ist. Werden von den Variablen die ersten Differenzen genommen, erhält man die Veränderungsrate r , die im Unterschied zu den Niveaus stationäre Zeitreihen sind. Dieses Modell wird zunächst durch eine Dummy-Variablen „DEU“ mit dem Wert eins für die Zeit *nach* dem Beitritt und mit null für die Zeit *vor* dem Beitritt zur EU erweitert. Darüber hinaus wird ein Interaktionsterm eingeführt, der Veränderungen im Zusammenspiel der beiden Renditevariablen während der EU-Mitgliedschaft erfassen soll. Das erweiterte Modell lautet dann

$$r_t^C = \beta_0 + \beta_1 r_t^E + \beta_2 DEU_t + \beta_3 (DEU_t * r_t^E) + \xi_t, \quad (2)$$

wobei $(DEU_t * r_t^E)$ den Interaktionsterm darstellt. Um dem Problem der Zeitabhängigkeit des Residuums zu begegnen, wird ein GARCH-M-Modell mit zwei Gleichungen geschätzt. Die Gleichung für den bedingten Mittelwert lautet

$$r_t^C = \beta_0 + \beta_1 r_t^E + \beta_2 DEU_t + \beta_3 (DEU_t * r_t^E) + \beta_4 \sigma_{t-1}^2 + \xi_t'. \quad (3)$$

Gleichung (3) unterscheidet sich von (2) durch die um eine Periode verzögerte *in-mean* GARCH-bedingte Varianz. Diese Variable wird mit *maximum likelihood* aus der bedingten Varianz-Gleichung ermittelt:

$$\sigma_t^2 = h_0 + h_1 \xi_{t-1}^2 + \dots + h_p \xi_{t-p}^2 + g_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + g_q \sigma_{t-q}^2. \quad (4)$$

Dabei repräsentieren die ARCH-Terme ($h_p \xi_{t-p}^2$) den Einfluss von Neuigkeiten oder Schocks auf die Volatilität aus allen früheren Perioden, während die GARCH-Terme ($g_q \sigma_{t-q}^2$) die Persistenz der Volatilität wiedergeben, die aus den früheren Perioden übertragen werden. Die optimale Zahl der verzögerten Perioden wird mit dem Schwartz-Informations-Kriterium ermittelt. Das Modell wendet auch eine generalisierte Fehlerverteilungs-Parametrisierung (GED) an, um die mögliche Leptokurtosis in den Daten zu berücksichtigen.

ist das Residuum nicht konstant, sodass es keinem Zufallsprozess unterliegt, wie bei der klassischen Regression angenommen. Erfahrungsgemäß wird das Residuum eines bestimmten Beobachtungszeitpunkts (also beispielsweise dem 25. August 2007) häufig durch alle vorherigen Beobachtungen bestimmt, die Informationen über die Risikoanfälligkeit der Staatstitel enthalten. Aus diesem Grund

wird das Modell um eine Reihe von Variablen („ARCH“- und „GARCH“-Variable) erweitert, die autoregressive Beziehungen des Störterms erfassen.¹⁵ Diese Variablen zeigen, in welche Richtung

¹⁵ Vgl. ENGLE, R. F.; FOCARDI, S.; FABOZZI, F. J.: ARCH/GARCH Models in Applied Financial Econometrics, in: Handbook of Finance – Volume 3: Valuation, Financial

sich die Volatilität der Zinserträge entwickelt, ob also Risikoaufschläge schrumpfen oder zunehmen.

Der „ARCH-/GARCH-Test“ umfasst zwei Regressionen: Das erste Modell („bedingtes Mittelwertmodell“) schätzt die Abhängigkeit der täglichen Änderungen der Renditen für ein neues Mitglied von den entsprechenden Änderungen der „EUR12BY“, der binären „DEU“-Variablen, des Interaktionsterms sowie der zeitverzögerten Varianz des Störterms (= „GARCH“-Variable). Ein negatives Vorzeichen der „GARCH“-Variablen beschreibt Konvergenz, ein positiver Wert dagegen Divergenz der Risikoaufschläge. Es ist also denkbar, dass sich ein Anstieg der durchschnittlichen Renditen auf Staatspapiere der ursprünglichen zwölf Euroländer vollständig in einem Anstieg der Erträge auf Staatspapiere in einem neuen Mitgliedsland niederschlägt, dass aber der Risikofaktor zu einer Divergenz der Risikoaufschläge auf die Rendite beiträgt.

Das zweite Modell schätzt die bedingte Varianz, deren zeitverzögerte Werte in die erste Gleichung eingehen, wobei eine Reihe von „ARCH- und GARCH-Termen“ als erklärende Variablen verwendet wird. Die Summe der Regressionskoeffizienten in der zweiten Schätzung muss immer größer als null sein. Ist die Summe größer als eins, berichtet das Modell eine zunehmende Volatilität der Zinsen. Ist sie kleiner als eins, nimmt die Volatilität ab.

Weitere allgemeine Erläuterungen zur Methode und zu den durchgeführten Regressionen sind im Kasten bzw. in einem IWH-Diskussionspapier¹⁶ angeführt.

Schätzungen verweisen auf zunehmende Divergenz

Tabelle 2 berichtet nur die wichtigsten Ergebnisse der beiden Regressionen für jedes der hier betrachteten fünf Länder. Die Ziffern in Klammern geben die jeweilige Zeitverzögerung an, deren Auswahl mit Hilfe des minimalen Schwartz-Informationskriteriums und *maximum likelihood* erfolgte.

Die Koeffizienten für die „EUR12BY“ im ersten Modell (oberer Teil der Tabelle 2) berichten, dass eine Änderung in den Renditen der durchschnittlichen Euroland-Titel eine gleichgerichtete Anpassung

der Renditen in den fünf neuen Mitgliedsländern bewirkt. Diese Anpassung fällt am stärksten für Slowenien und Tschechien aus; sehr schwach ist sie für die Slowakei. Der Koeffizient für die Log(„GARCH“-)Variable ist nur für Polen signifikant. Sein negatives Vorzeichen signalisiert eine rückläufige Instabilität der Renditen und damit ein sinkendes Zinsrisiko für Anleger. Die pure Mitgliedschaft oder Nichtmitgliedschaft in der EU hat offenbar keinen Einfluss auf die Renditen der untersuchten Länder; die „DEU“-Variable ist nicht signifikant. Dagegen ist die Interaktionsvariable („EUR12YB*DEU“) in allen Fällen hochsignifikant. Ihr negatives Vorzeichen (Ausnahme: Slowakei) verweist auf eine zunehmende Divergenz der Renditen zum Euroraum nach dem Beitritt zur EU. Möglicherweise haben nach dem EU-Beitritt die Anstrengungen in den Ländern, die Strukturen ihres Finanz- und Haushaltssektors stabiler zu machen, nachgelassen. Lediglich die Slowakei weist auch hier eine positive Entwicklung auf.

In der zweiten Regression berichten die Koeffizienten der „ARCH“-Terme, mit welcher Verzögerung Informationen aus der Vergangenheit relevant für die aktuelle Instabilität der Varianz des Residuums sind. Danach können die Länder in zwei Gruppen geteilt werden: Für Ungarn, die Slowakei und Slowenien gilt, dass vergangene Schocks fast unmittelbar, sozusagen mit einer Verzögerung von einem Tag, zur Wirkung kommen, während im Fall der tschechischen und polnischen Staatstitel die Informationen aus länger zurückliegenden Ereignissen eine Rolle für die aktuelle Instabilität des Residuums spielen. Der mit einer zeitlichen Verzögerung von nur einem Tag in die Regression eingehende „GARCH“-Term zeigt eine hohe Nachhaltigkeit von Schocks auf die Volatilität der Renditen in drei der fünf Länder. Die Summe der Koeffizienten übersteigt nur im Fall Ungarns den Wert von eins, was auf eine zunehmende Volatilität der Renditen schließen lässt. In den übrigen vier Ländern nimmt die Volatilität ab.

Der GED-Parameter misst den Einfluss der Verteilung der Beobachtungen um den Mittelwert auf die Volatilität der Renditen. Alle Parameter sind kleiner als zwei,¹⁷ was auf eine deutlich leptot-

Modeling and Quantitative Tools. Wiley & Sons, Inc., pp. 689-699.

¹⁶ GABRISCH, H.; ORLOWSKI, L., a. a. O.

¹⁷ Da Slowenien der Eurozone bereits Anfang 2007 beitrug, wurde der GED-Parameter auf 1,5 fixiert.

kurtosische Verteilung verweist. Ökonomisch bedeutet dies, dass die Renditen extrem empfindlich auf allgemeine Störungen der Märkte, wie beispielsweise jetzt in der Weltfinanzkrise, reagieren.

Einige Schlussfolgerungen

Die in dieser Studie verwendete dynamische Analyse der Risiken hat gegenüber einer statischen Betrachtung von nominaler Konvergenz neue und teilweise überraschende Einsichten eröffnet. So erscheint die Slowakei, vor einigen Jahren noch mit Skepsis hinsichtlich ihrer EU-Tauglichkeit betrachtet, nunmehr als das Land mit den besten Voraussetzungen für eine stabile Entwicklung innerhalb des Euroraums. Von den anderen Ländern stellen Ungarn und – überraschend als neues Mitglied der Währungsunion – Slowenien den stärksten Kontrast zur Slowakei dar.

Obwohl die Einflüsse der globalen Finanzkrise auf die Länder der Region nicht im Zentrum der Untersuchung standen, lassen die Ergebnisse zwei Vermutungen zu: Die erste betrifft die Stärke von Ansteckung. Der hohe Koeffizient der „EUR12BY“-Variablen im Fall Sloweniens und Tschechiens lässt auf eine relativ starke Ansteckung für den – bereits eingetretenen – Fall schließen, dass sich im Zuge der Weltfinanzkrise auch die Risikoprämien in der EU-12-Region erhöhen. Verglichen damit ist der Ansteckungseffekt für die Slowakei potenziell gering – wenn diese Opfer der Weltfinanzkrise würde, dominierten andere Ansteckungskanäle (etwa über den Bankensektor oder den Nachfrageeinbruch in

der EU). Für die Länder (mit Ausnahme wiederum der Slowakei) ergibt sich ferner, dass mit einer Ansteckung auch ein Schub zu mehr Divergenz in den Risikoprämien einherginge (negativer Interaktionsterm). Schließlich zeigt sich auch eine deutlich erhöhte Sensibilität der Risikoaufschläge auf tschechische, polnische und ungarische Staatstitel bei exogenen Störungen, da die Varianz größer als eins ist. In der Tat, der sprunghafte Anstieg der Renditen auf langfristige ungarische Staatstitel nach Ausbruch der Krise, wie er bereits in Abbildung 1b deutlich wurde und sich bis März 2009 fortgesetzt hat, und der nur mäßige Anstieg der Risikoprämien auf slowakische Papiere bis März 2009 bestätigen dieses Ergebnis.

Aus den Ergebnissen der Studie kann ferner geschlossen werden, dass eine Stärkung der Finanzmärkte und -institutionen in den Euro-Kandidatenländern eine unerlässliche Voraussetzung für die Reduzierung von Finanzmarktrisiken auch nach einem Beitritt ist. Ebenso ist daraus zu schließen, dass nach Überwindung der Auswirkungen der globalen Finanzkrise die Wirtschaftspolitik auf eine weitere Verbesserung der makroökonomischen Fundamentalgroßen zielen sollte.

Hubert Gabrisch
(Hubert.Gabrisch@iwh-halle.de)

*Lucjan T. Orłowski**
(OrłowskiL@sacredheart.edu)

Mögliche Wege zur Medienstadt: Chancen für Newcomer-Städte im Standortwettbewerb sind begrenzt

Spätestens seit den Schriften *Richard Floridas* zur „kreativen Klasse“¹⁸ ist die Aufmerksamkeit der Stadtökonomik sowie der kommunalen Politik auf die positiven Effekte der Kreativwirtschaft¹⁹ für die

lokalwirtschaftliche Entwicklung gelenkt worden.²⁰ Demgemäß versuchen zahlreiche Städte seit einigen

¹⁸ Vgl. FLORIDA, R.: *The Rise of the Creative Class. And How it's Transforming Work, Leisure, Community, and Everyday Life.* New York 2002. – Ders.: *The Flight of the Creative Class. The New Global Competition for Talent.* New York 2005.

¹⁹ Für eine Definition der Kultur- und Kreativwirtschaft siehe bspw. SÖNDERMANN, M.; BACKES, C.; ARNDT, O.:

Gesamtwirtschaftliche Perspektive der Kultur- und Kreativwirtschaft in Deutschland. Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit (Hrsg.), Forschungsbericht Nr. 577, 2009.

* Lucjan T. Orłowski ist Forschungsprofessor am IWH.

²⁰ Diese Überlegungen knüpfen an die bereits seit den 1990er Jahren geläufigen stadt- und regionalökonomischen Ansätze zur Bedeutung so genannter „innovativer Milieus“ für die wirtschaftliche Entwicklung an. Vgl. hierzu exemplarisch CAMAGNI, R.: *The Concept of the Innovative Milieu and its Relevance for Public Policies in European Lagging*