

Langovaya, Vera

Working Paper

Der Konvergenzprozess in Europa nach der EU-Osterweiterung

IOS Working Papers, No. 313

Provided in Cooperation with:

Leibniz Institute for East and Southeast European Studies (IOS), Regensburg

Suggested Citation: Langovaya, Vera (2012) : Der Konvergenzprozess in Europa nach der EU-Osterweiterung, IOS Working Papers, No. 313, Institut für Ost- und Südosteuropaforschung (IOS), Regensburg,
<https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-201207106427>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/79227>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



**Institut für Ost- und
Südosteuropaforschung**
Institute for East and
Southeast European Studies

Arbeitsbereich Ökonomie

IOS Working Papers

Nr. 313 März 2012

Der Konvergenzprozess in Europa nach der EU-Osterweiterung

Vera Langovaya*

* Masterarbeit eingereicht am 16. Mai 2011, Universität Regensburg, Fachbereich Volkswirtschaft,
Referent: Prof. Dr. Dr. Joachim Möller



Landshuter Straße 4

D-93047 Regensburg

Telefon: (09 41) 943 54-10

Telefax: (09 41) 943 54-27

E-Mail: info@ios-regensburg.de

Internet: www.ios-regensburg.de

Inhaltsverzeichnis

| | |
|---|----|
| Abstract | v |
| 1 Einleitung | 1 |
| 2 Ökonometrische Fundierung..... | 3 |
| 2.1 Random Walk, Kointegration und VECM | 3 |
| 2.2 VECM für Analyse der Konvergenz..... | 8 |
| 2.2.1 Trendanalyse..... | 8 |
| 2.2.2 Zyklusanalyse..... | 10 |
| 2.2.3 Rolling Kointegration | 11 |
| 3 Empirischer Teil | 13 |
| 3.1 Hypothesenaufstellung und Variablenauswahl | 13 |
| 3.2 Institutionelle Voraussetzungen der ökonomischen Konvergenz | 14 |
| 3.3 Reale Konvergenz | 23 |
| 3.3.1 Datenauswahl und Vorbereitung | 23 |
| 3.3.2 Club I: Frankreich und Deutschland | 25 |
| 3.3.2.1 Club I: Gemeinsame Trends und Konvergenz | 25 |
| 3.3.2.2 Club I: Gemeinsame Zyklen | 28 |
| 3.3.3 Club II: die Tschechische Republik, Ungarn, Polen | 28 |
| 3.3.3.1 Club II: Gemeinsame Trends und Konvergenz | 28 |
| 3.3.3.2 Club II: Gemeinsame Zyklen | 31 |
| 3.3.4 Interaktion zwischen Club I und Club II | 32 |
| 3.3.4.1 Gemeinsame Trends und Konvergenz..... | 32 |
| 3.3.4.2 Gemeinsame Zyklen..... | 33 |
| 3.3.5 Anmerkungen und Robustheitsanalyse | 34 |
| 3.4 Ergebnisse aus dem Rolling-Kointegration Test..... | 35 |
| 4 Fazit | 37 |
| Abkürzungsverzeichnis | 40 |
| Literaturverzeichnis | 41 |
| Anhang | 43 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|------------|--|----|
| Tabelle 1 | EU-Programme zur Beitrittsvorbereitung | 18 |
| Tabelle 2 | Mitteleinteilung | 20 |
| Tabelle 3 | Maastricht Konvergenzkriterien im Jahr 2010 in Tschechien, Ungarn und Polen | 22 |
| Tabelle 4 | Augmented Dickey Fuller Unit Root Test..... | 25 |
| Tabelle 5 | Johansen Kointegrationstest für Deutschland und Frankreich | 26 |
| Tabelle 6 | <i>Common Cycle</i> Test für Deutschland und Frankreich | 28 |
| Tabelle 7 | Johansen Kointegrationstest für Tschechien und Ungarn | 30 |
| Tabelle 8 | <i>Common Cycle</i> Test für Tschechien, Ungarn und Polen..... | 32 |
| Tabelle 9 | Johansen Kointegrationstest für West- und Osteuropa | 32 |
| Tabelle 10 | <i>Common Cycle</i> Test für West- und Osteuropa | 33 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|--------------|---|----|
| Abbildung 1 | Government Effectiveness | 15 |
| Abbildung 2 | Control of Corruption | 16 |
| Abbildung 3 | Verlauf der realen BIP <i>pro Kopf</i> Zeitreihen | 24 |
| Abbildung 4 | BIP <i>pro Kopf</i> Zeitreihen: Deutschland und Frankreich..... | 25 |
| Abbildung 5 | BIP <i>pro Kopf</i> Zeitreihen: Tschechien, Ungarn, Polen | 29 |
| Abbildung 6 | Rolling Kointegration für BIP pro Kopf Zeitreihen..... | 36 |
| Abbildung A1 | Political Stability | 43 |
| Abbildung A2 | Voice and Accountability | 43 |
| Abbildung A3 | Rule of Law..... | 43 |
| Abbildung A4 | Regulatory Quality | 43 |

Abstract

Dieser Artikel beschäftigt sich mit dem Konvergenzprozess in der Europäischen Union. Der Schwerpunkt liegt dabei auf der Periode nach der Osterweiterung 2004–2007. Somit wird eine detaillierte Untersuchung vorgenommen und es werden nicht nur wirtschaftliche, sondern auch institutionelle Facetten der Konvergenz unter die Lupe genommen. Bei der Analyse der wirtschaftlichen Konvergenz wird die reale Seite des Prozesses betrachtet. Bei der Untersuchung wird das Instrumentarium der Zeitreihenökonomie eingesetzt, welches es ermöglicht, die spezifischen Eigenschaften der nicht- bzw. stationären Zeitreihen optimal auszunutzen, um die mittel- sowie langfristige Dynamik abzubilden. Es wird eine Trennung zwischen den Gründungs- und Neumitgliedern vorgenommen, so dass man die Interaktion innerhalb jeder Gruppe sowie untereinander analysieren kann, wobei der zeitlichen Veränderung des Interaktionsgrades eine besondere Aufmerksamkeit geschenkt wird.

1 Einleitung

Das langfristige Verhalten einer Volkswirtschaft bleibt nach wie vor eine spannende Frage des ökonomischen Diskurses. Einen der Schwerpunkte stellt dabei folgende Fragestellung dar: Kann erwartet werden, dass sich die Niveauunterschiede zwischen mehreren Ländern im Laufe der Zeit verringern? Werden diese mit der Zeit tatsächlich kleiner, so kann von einem Konvergenzprozess ausgegangen werden. Die Thematik der Konvergenz hat bereits zu unzähligen empirischen Untersuchungen motiviert, welche oft nicht eindeutige – und zum Teil widersprüchliche – Ergebnisse lieferten. Dieser Begriff bzw. der dahinter stehender Prozess stellt somit immer noch ein sehr umstrittenes Terrain dar.

Der vorliegende Artikel betrachtet Konvergenz im Rahmen der Erweiterung der Europäischen Union (EU). Für die heutigen politischen und wirtschaftlichen Vorgänge innerhalb der EU ist die Konvergenz ihrer Mitglieder eines der wichtigsten Ziele. Es ist ein großer Wunsch, dass das vereinte Europa eines Tages zu einem Organismus verschmilzt. In diesem Zusammenhang ist die EU-Osterweiterung 2004–2007¹ ein sehr wichtiger Baustein in dem Integrationsprozess.

Alle osteuropäischen EU-Neumitglieder stellen dabei eine Gruppe dar, die zwar eine drastische wirtschaftliche Umorientierung erlebt hat, aber auch eine lange gemeinsame wirtschaftliche Entwicklung hinter sich hat. Dies deutet darauf hin, dass diese Länder wirtschaftlich in einem sehr engen Zusammenhang miteinander stehen und gegen ein gemeinsames Ziel wachsen – oder, anders gesagt, konvergieren.

Die Gründungsmitglieder der EU stellen eine andere Gruppe der Volkswirtschaften dar, die sich seit Jahrzehnten zusammen entwickeln und mehrere politische und wirtschaftliche Entscheidungen gemeinsam treffen. Dies lässt vermuten, dass Konvergenz auch zwischen den Gründungsmitgliedern vorliegt. Für die Untersuchung der realen Konvergenz werden

¹ In 2004–2007 traten Estland, Lettland, Litauen, Malta, Polen, Slowakei, Slowenien, Tschechien, Ungarn und Zypern bzw. Bulgarien und Rumänien der EU bei. Quelle: Das Portal der Europäischen Union.

die Bruttoinlandsprodukt (BIP) *pro Kopf* Zeitreihen, wobei die institutionelle Analyse als wichtiger Hintergrund dafür dient. Dabei werden folgende Fragestellungen angegangen:

- Wie homogen ist die institutionelle Lage im heutigen Europa und inwieweit werden die formellen Konvergenzkriterien von Neumitgliedsländern erfüllt?
- Inwieweit haben die von der EU eingesetzten Maßnahmen der Integrationsbeschleunigung gedient?
- Liegt Konvergenz zwischen den Gründungs- bzw. Neumitgliedern der EU vor?
- Können die osteuropäischen Länder auch dem westeuropäischen Club angehören und wie verändert sich der Verflechtungsgrad im Laufe der Zeit?
- Inwieweit sind die konjunkturellen Schwankungen innerhalb jeder Gruppe bzw. für die beiden Gruppen synchronisiert?

Dieser Artikel ist wie folgt aufgebaut. Im zweiten Kapitel folgt eine Darstellung der in dieser Arbeit eingesetzten empirischen Methoden der Konvergenzuntersuchung. Das dritte Kapitel befasst sich mit der empirischen Analyse des Konvergenzprozesses und der Untersuchung der mittelfristigen Entwicklung. Im letzten Kapitel werden die Ergebnisse zusammengefasst und einer Interpretation unterzogen.

2 Ökonometrische Fundierung

Übertragen auf die Ebene der Zeitreihenanalyse heißt die Idee von Konvergenz, dass langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Zeitreihen existieren. Die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen innerhalb multivariater Systeme können mit Kointegrationsanalyse zum Ausdruck gebracht werden. Der ursprüngliche Ansatz stammt von Engle und Granger (1987). In diesem Abschnitt werden die grundlegenden Konzepte der Zeitreihenanalyse vermittelt, die für den Aufbau eines Vektorfehlerkorrekturmodells (VECM) und seine Interpretation unabdingbar sind.

2.1 Random Walk, Kointegration und VECM

Ein Random Walk ist ein Prozess, der mittels folgender autoregressiver Gleichung erzeugt wird (vgl. Enders (2004)):

$$(1) \quad x_t = \alpha_0 + x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

wobei x_t den heutigen Output darstellt, x_{t-1} – den der Vorperiode, α_0 eine Konstante ist und ε_t ein Fehlerterm ist.² Nichtstationarität führt zum Entstehen einer Scheinregression: eine Regression, die zwar ein hohes R^2 hat und signifikante t -Statistiken aufweist, aber inhaltlich keinen Sinn ergibt. Die permanente Änderung von Schätzmomenten von einer Beobachtungsperiode zu der anderen sorgt für die Inkonsistenz der Schätzung.

Jetzt wird angenommen, dass es ein System von mehreren autoregressiven Prozessen existiert, wie z. B. bei BIP-Zeitreihen von n Ländern. Jede einzelne Serie ist an sich eine $I(1)$ -Variable. Die üblichen deterministischen Komponenten sind eine Konstante (c_0) und ein deterministischer Trend (t), wobei q für die Lagordnung steht. Die Zeitreihen können in einen $nx1$ -Vektor y_t zusammengefasst werden und daher auch als

² Man sagt auch, dass der Prozess von Ordnung 1, $I(1)$, integriert ist. Der Grad der Integration ist gleich der Anzahl der notwendigen ersten Differenzen, die gemacht werden müssen, um den Prozess stationär zu bekommen.

vektorautoregressives Modell (VAR-Modell) aufgeschrieben werden. Der datengenerierende Prozess für die Darstellung dieser Art nimmt die folgende Form an:

$$(2) \quad y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{q+1} A_i y_{t-i} + \varepsilon_t .$$

Es muss zuerst überprüft werden, ob jede Zeitreihe tatsächlich ein Random Walk ist. Für diese Zwecke kann ein Dickey-Fuller bzw. Augmented Dickey-Fuller Test (Dickey und Fuller (1979)) eingesetzt werden. Dieser Test geht von der Nullhypothese aus, dass Unit Root in der Zeitreihe vorliegt. Zur Überprüfung werden die ersten Differenzen gebildet:

$$(3) \quad \Delta x_t = c_0 + c_1 t + \varphi x_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i^* \Delta x_{t-i} + u_t .$$

Falls $\varphi=0$ gilt, ist der Prozess ein Random Walk. Falls ein VAR-Modell aus $I(1)$ -Variablen besteht, soll eine Schätzung in Niveaus vermieden werden. Der übliche Weg mit einem nichtstationären VAR-Modell umzugehen stellt die Bildung erster Differenzen dar. Sind die einbezogenen Variablen allerdings kointegriert, sagen Engle und Granger (1987), dass es eine bessere Möglichkeit gibt, die Nichtstationarität zu behandeln – Fehlerkorrekturmodelle.

Laut Engle und Granger (1987) sind zwei oder mehr $I(1)$ -Variablen (y_t) kointegriert – sprich, es existiert eine *langfristige* Gleichgewichtsbeziehung zwischen diesen Variablen – wenn es einen Vektor β gibt, so dass die Bedingung:

$$(4) \quad \beta^T \cdot y_t = 0$$

erfüllt ist. In jeder einzelnen Periode kann es zu einer Abweichung vom Gleichgewicht kommen. Diese Abweichung wird mittels eines stationären ($I(0)$) Fehlerterms (ε_t) zum Ausdruck gebracht:

$$(5) \quad \beta^T \cdot y_t = \varepsilon_t .$$

Alle Abweichungen vom Gleichgewicht werden als vorübergehend angesehen und weisen keine Struktur auf. Vektor β heißt Kointegrationsvektor. In einem System aus n Variablen können höchstens $r=n-1$ linear unabhängige Kointegrationsvektoren vorliegen. Die Anzahl der Kointegrationsvektoren gibt den Kointegrationsrang an. Je höher der Kointegrationsrang ist, desto größer ist die wechselseitige Abhängigkeit zwischen den einbezogenen Variablen. Sollte man feststellen, dass $r=n-1$ ist, bedeutet es, dass das System maximal stark integriert ist und es nur einen stochastischen Trend im ganzen System gibt, der dieses System treibt.

Falls die Zeitreihen kointegriert sind, besagt das Granger-Repräsentationstheorem (Engle und Granger (1987)), dass eine Fehlerkorrekturdarstellung möglich ist: diese Repräsentation beinhaltet nicht nur die Differenzen, sondern auch die stationäre Kombination der ursprünglichen Variablen. Um das Fehlerkorrekturmodell (VECM)³ aus einem VAR-Modell (Gleichung 2) zu erhalten, bildet man die ersten Differenzen:⁴

$$(6) \quad \Delta y_t = \Pi y_{t-1} + c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^q A_i^* \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

wobei $A_i^* = -\sum_{j=i+1}^{q+1} A_j$, $i=1, \dots, q$. Je nachdem, welchen Rang die Π -Matrix aufweist, hat das

Fehlerkorrekturmodell unterschiedliche Implikationen. Wenn diese Matrix vollen Rang besitzt, besteht y_t aus stationären Variablen. Sind alle Elemente von Π -Matrix gleich Null, so gibt es keine Kointegrationsbeziehungen zwischen den nichtstationären Variablen und das System besteht nur aus den stochastischen Trends. Es handelt sich somit um eine VAR-Darstellung in den ersten Differenzen und es gibt keinen Fehlerkorrekturmechanismus im Modell. Ist mindestens ein Element dieser Matrix ungleich Null, so heißt dies bei einem reduzierten Rang der Π -Matrix dass ein Anpassungsprozess

³ Genau wie man vom Namen ableiten kann, impliziert das Fehlerkorrekturmodell das Vorliegen von einem eingebauten Mechanismus, der „die Fehler korrigiert“ bzw. die Abweichung vom Gleichgewicht der Vorperiode.

⁴ Durch die Bildung von ersten Differenzen geht genau ein Lag verloren.

vorliegt und die Bestandteile von Δy_t auf die Schocks aus der Vorperiode reagieren. Eine Schätzung ohne den Fehlerkorrekturterm wäre eine Fehlspezifikation und aus diesem Grund unzulässig.

Die Tatsache, dass die Π -Matrix einen reduzierten Rang besitzt, bedeutet, dass sie in zwei Matrizen zerlegt werden kann: $\Pi = \alpha \cdot \beta^T$.⁵ Das ganze Modell sieht dann wie folgt aus:

$$(7) \quad \Delta y_t = \alpha \cdot \beta^T y_{t-1} + c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^q A_i^* \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t .$$

Die β -Matrix besteht aus den Kointegrationsvektoren und beschreibt die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Variablen, wobei die Rangordnung der β -Matrix gleichzeitig die Rangordnung der Π -Matrix ist. Üblicherweise wird für die β -Matrix eine Normierung⁶ vorgenommen: $\beta = \begin{pmatrix} I_r \\ \beta_{n-r} \end{pmatrix}$. Der zweite Bestandteil,

die α -Matrix, besteht aus den Anpassungskoeffizienten. Dank Konstruktion, liegt ein direkter und sehr enger Zusammenhang zwischen den α -Koeffizienten und den charakteristischen Wurzeln des Prozesses in Gleichung (7) vor. Deswegen legen die α -Parameter die Entwicklung des ganzen Systems im Laufe der Zeit fest.⁷

Im Einzelnen geben diese Koeffizienten die Geschwindigkeit an, mit der sich die jeweilige Variable zurück an das Gleichgewicht anpasst, falls in der Vorperiode ein Schock auftrat, der zur Abweichung vom Gleichgewicht geführt hat. Damit die Anpassungsprozesse tatsächlich nachgewiesen werden können, muss mindestens ein Element aus der α -Matrix signifikant von Null verschieden geschätzt werden.

⁵ Vgl. Enders (2004, Kapitel 6).

⁶ Somit wird auch das Eindeutigkeitsproblem behandelt.

⁷ Eine direkte Interpretation der α s ist nur bei einer Laglänge von $q=1$ möglich. Sonst muss auch die kurzfristige Dynamik berücksichtigt werden bzw. müssen die Wurzeln (z) des charakteristischen Polynoms $A(z) = (1-z)I - \Pi z - \sum_{i=1}^{q-1} A_i^* (1-z)z^i$ ausgerechnet werden. Mehr dazu: Johansen (1995, Kapitel 3 und 4).

Die Existenz von Kointegration in einem VECM kann mit dem Johansen Trace Test überprüft werden (1988, 1995). Das Johansen Verfahren testet genau die Schlüsseleigenschaft der Gleichung (6), den Rang der Π -Matrix. Als Testmittel werden dafür die Eigenwerte der Π -Matrix verwendet, da sie in einem direkten Zusammenhang zu dem Rang der Matrix stehen. Unter der Nullhypothese wird angenommen, dass die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen höchstens r beträgt, wobei die Anzahl der Kointegrationsvektoren nicht größer als $n-1$ sein kann. Die Teststatistik für die Nullhypothese lautet:

$$(8) \quad \Lambda(r) = -(T-q-1) \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i),$$

T steht für die Anzahl von Beobachtungen, n ist nach wie vor die Anzahl an Variablen, die nach Vorliegen von Kointegration untersucht werden, q ist die Lagordnung und $\hat{\lambda}_i$ gibt die quadrierten kanonischen Korrelationen⁸ zwischen Δy_t und der Kointegrationsbeziehung an. Diese kanonischen Korrelationen entsprechen den Eigenwerten der Π -Matrix. Somit müssen genau r Eigenwerte ungleich bzw. größer Null sein, während die übrigen $n-r$ Eigenwerte gleich Null sein müssen. Die Eigenwerte bekommt man aus dem unten beschriebenen Problem.

Im ersten Schritt regressiert man Δy_t bzw. y_{t-1} auf die verzögerten Differenzen, $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-q+1}$. Aus den Residuen dieser Regressionen, R_{0t} und R_{1t} , konstruiert man im zweiten Schritt eine Matrix: $S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}^T$, mit $i, j=0,1$. Im dritten Schritt müssen die Eigenwerte des Systems ausgerechnet werden: $|\lambda S_{11} - S_{10} S_{11}^{-1} S_{01}| = 0$. Man bekommt n Eigenwerte, und die r größten davon sind signifikant größer Null, wobei $\lambda_{r+1} = \dots = \lambda_n = 0$ gelten muss.

⁸ Kanonische Korrelationen geben die höchsten Korrelationen zwischen zwei Sets von Zufallsvariablen an. Für diesen Zweck definiert man kanonische Variablen: Sie sind die linearen Kombinationen zwischen den Variablen in einem Set, die mit den linearen Kombinationen im anderen Set hoch korreliert sind.

2.2 VECM für Analyse der Konvergenz

2.2.1 Trendanalyse

Kointegrierte Zeitreihen teilen einen gemeinsamen Wachstumspfad. Somit können sie sich niemals unendlich weit voneinander entfernen. Das Vorhandensein von Kointegration zwischen mehreren Zeitreihen ist an sich noch keine Bestätigung für Konvergenz.⁹ Dies bedeutet aber einen hohen Grad von Interdependenz und kann somit als die notwendige Bedingung verstanden werden. Damit tatsächlich Konvergenz zwischen den Variablen vorliegt, muss man die einzelnen Parameter der Π bzw. α und β Matrix analysieren, sowie die deterministischen Komponente untersuchen. Die Konvergenzdefinition verlangt, dass die Differenz zwischen den Outputs *pro Kopf* zweier Volkswirtschaften verschwindet, falls t gegen unendlich geht (Bernard und Durlauf, 1995):

$$(9) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - y_{j,t+k} | I_t) = 0.$$

Diese Definition lässt sich problemlos auf die Ebene der Kointegrationsanalyse übertragen. In einem bivariaten VECM kommt Konvergenz mittels eines β^T – Vektor $(1, -1)$ zum Ausdruck. Wenn die beiden Elemente aus der α -Matrix signifikant geschätzt wurden, müssen sie für eine direkte Konvergenz¹⁰ idealerweise gegenseitige Vorzeichen haben. Somit nimmt der Fehlerkorrekturterm folgende Form an:

$$(10) \quad \begin{pmatrix} \Delta y_{i,t} \\ \Delta y_{j,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\alpha_i \\ \alpha_j \end{pmatrix} \cdot (1 \quad -1) \begin{pmatrix} y_{i,t-1} \\ y_{j,t-1} \end{pmatrix} \dots$$

Der Term $\beta^T y_{t-1} = y_{i,t-1} - y_{j,t-1}$ zeigt die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den beiden Variablen und die α 's beschreiben die Anpassungsgeschwindigkeit von Periode zur Periode. Im Betrag aufsummiert, geben sie an, welchen Anteil von

Die Korrelation zwischen diesen kanonischen Variablen nennt man kanonische Korrelation. Mehr dazu: Anderson (1999, 2002).

⁹ Obwohl die Konzepte von manchen Autoren auch als identische wahrgenommen werden.

¹⁰ Mehr dazu: Enders (2004, Kapitel 6), Weber (2007).

der Abweichung aus der Vorperiode in der nächsten Periode liquidiert werden kann. Insgesamt wird jede Periode $|\alpha_i| + \alpha_j$ der ursprünglichen Abweichung aufgehoben (gegeben, dass $\beta^T = (1, -1)$ gilt, sonst muss der Wert des geschätzten β 's berücksichtigt werden). Aus ökonometrischer Sicht bedeutet die Überprüfung der Konvergenzhypothese die Gültigkeit der $\beta^T = (1, -1)$ Restriktion für das VECM, sowie Signifikanz und die „Richtigkeit“ der Vorzeichen der Parameter aus der α -Matrix.

Die Variablen, zwischen denen keine direkte Konvergenz vorliegt, können trotzdem einen gemeinsamen Trend teilen. Diese Eigenschaft erfordert *proportional* ausbalancierte *pro Kopf* Outputgrößen zweier Länder in einem fixen Zeitpunkt t (Bernard und Durlauf, 1995):

$$(11) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E(y_{i,t+k} - \alpha y_{j,t+k} | I_t) = 0.$$

Die Anforderung ist erfüllt, wenn die Outputs *pro Kopf* mit $\beta^T = (1, -\beta)$ kointegriert sind und die α 's (zumindest eins von denen) signifikant sind. Man erkennt sofort, dass die konvergierenden Zeitreihen per Definition einen gemeinsamen Trend teilen, das Umgekehrte gilt nicht unbedingt.

Ein Punkt muss noch betont werden. Der Ausgangspunkt bei der Untersuchung der Konvergenzbeziehungen bzw. des gemeinsamen Trends ist das Vorliegen von *nichtstationären* Zeitreihen, die durch die Auferlegung der entsprechenden Restriktion in eine stationäre Darstellung umgewandelt werden. Genau über das Zusammenspiel der nichtstationären Zeitreihen lässt sich die *langfristige* Entwicklung abbilden. Eine stationäre Repräsentation – VECM oder VAR-Modell in Differenzen – kann weiterhin für die Untersuchung der *transitorischen* Komponenten des Systems eingesetzt werden.

2.2.2 Zyklusanalyse

Vahid und Engle (1993)¹¹ zufolge, sollen unter einem Zyklus alle transitorischen Schwankungen (im Kontrast zu der permanenten Komponente) verstanden werden. Die synchronen transitorischen Schwankungen mehrerer Variablen sind als *gemeinsamer Zyklus*, (*common cycle*), zu bezeichnen. Ein Zyklus hat die Form einer systematischen Autokorrelation. Wenn es möglich ist, eine lineare Kombination von mehreren autokorrelierten Variablen zu finden, die selber allerdings *keine* Autokorrelation aufweist, handelt es sich um einen gemeinsamen Zyklus: $\gamma^T \Delta y_t = \gamma^T \varepsilon_t$, wobei $\gamma^T \varepsilon_t$ nicht autokorreliert ist. Dies setzt voraus, dass γ im linken Nullunterraum der Anpassungskoeffizienten α und A_i ¹² liegen muss, sodass die Multiplikation sofort alle einbezogenen Terme aufheben wird.

Die Nullhypothese des von Vahid und Engle (1993) vorgeschlagen *Common Cycle Tests* untersucht die Dimension des „gemeinsame Zyklen“ Unterraums. Dabei wird unterstellt, dass die Dimension minimum s ist. In einem VECM mit n Variablen und r Kointegrationsbeziehungen kann die Dimension des „gemeinsame Zyklen“ Unterraums – laut Vahid und Engle (1993) – maximal $s=n-r$ sein. Die Anzahl an den gemeinsamen Zyklen ist dann gleich $n-s$.

Die Testprozedur von Vahid und Engle (1993) untersucht, ob der Zusammenhang einer Variablen mit der „relevanten Vergangenheit“ ausschließlich über die gleichen Kanäle verläuft, wie auch bei den anderen Variablen. Dies erfolgt wiederum mittels Analyse kanonischer Korrelationen, für die ein entsprechendes Eigenwertproblem gelöst werden muss:

$$KanKorr(\Delta y_t, (\beta^T y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots) | konst).$$

¹¹ Am Ursprung steht der Ansatz von Engle und Kozicki (1993), in dem das Konzept einer gemeinsamen Eigenschaft (*common feature*) eingeführt wurde. Ein Zyklus ist somit nur eine der denkbaren gemeinsamen Eigenschaften.

¹² Dies setzt voraus: $\gamma^T \alpha = 0$ und $\gamma^T A_i = 0$ für $i=1 \dots q$. Vahid und Engle (1993) zeigen, dass es in einem VECM mit $q=0$ trivialerweise immer einen gemeinsamen Zyklus gibt. Um ein aussagekräftiges Ergebnis zu bekommen, muss man $q>0$ setzen.

Dabei wird eine Rotation des multivariaten Systems gesucht, bei der die einzelnen Elemente aus der relevanten Vergangenheit miteinander nicht mehr korreliert sind. Der Vektor, der so eine Rotation festlegt, ist gleichzeitig der Vektor, der das System von den Autokorrelationen bereinigen kann. Aus diesem Grund wird es getestet, wie viele kanonische Korrelationen gleich Null sind. Die Gleichung für den *Common Cycle Test* lautet (vgl. dazu Vahid und Engle (1993)):

$$(11) \quad C(q, s) = -(T - q - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \hat{\gamma}_i^2).$$

Unter der Nullhypothese gilt die χ^2 -Verteilung mit $(s^2 + snq + sr - sn)$ Freiheitsgraden, wobei s die Dimension des „gemeinsame Zyklen“ Unterraums, n die Anzahl der Variablen, r – Kointegrationsrank und q – die Lagordnung des Modells darstellen.

2.2.3 Rolling Kointegration

Das Vorliegen von Kointegration garantiert allein keine Konvergenz. Kointegration deutet aber darauf hin, dass die Volkswirtschaften einen gemeinsamen Wachstumspfad teilen. Wie bis jetzt beschrieben wurde, stellt Kointegration ein statisches Konzept dar. Es gibt aber zumindest zwei Gründe, warum Kointegration auch aus einer dynamischen Perspektive untersucht werden soll. Erstens ist es denkbar, dass die Anzahl an im Konvergenzprozess einbezogenen Volkswirtschaften, sich im Laufe der Zeit ändern kann. Falls eine Volkswirtschaft nur im letzten Abschnitt der Beobachtungsperiode mit der Anpassung anfängt, wird eine traditionelle Testmethode dazu tendieren, Kointegration abzulehnen. Den zweiten Grund stellen die strukturellen Änderungen dar. Die Strukturbrüche sollen bei den Unit Root Tests (vgl. Perron, 1989) sowie bei Kointegrationsanalyse (vgl. Johansen *et al.*, 2000) berücksichtigt werden. Die Schwierigkeit liegt aber darin, dass nicht jede Änderung so offensichtlich ist, wie z.B. die Wiedervereinigung Deutschlands Anfang der 90-er Jahre. Manche Änderungen können sich so langsam und subtil manifestieren, dass sie niemals durch einen Test erkannt werden können.

Deswegen kann eine zusätzliche Methodik zur Konvergenzuntersuchung eingesetzt werden, die die variierende Natur der Zeitreihen explizit berücksichtigt. Der Rolling Kointegrationstest (RKI-Test) (vgl. z. B. Brada *et al.* (2002) wird auf der Basis von Johansen Trace Test durchgeführt. Nur dass im Falle des RKI-Tests nicht gleich die ganze Beobachtungsperiode untersucht wird, sondern findet eine Aufteilung der zu untersuchenden Zeitreihe in kleineren Subperioden statt (z. B. jeweils 50 Beobachtungen). Nachdem man die Ergebnisse für die erste Schätzung erhalten hat, wird im zweiten Schritt die erste Beobachtung weggelassen und eine weitere Beobachtung hinzugefügt. So „rollt“ die Schätzung über die gesamte Beobachtungsperiode. Am Ende erhält man mittels RKI Tests die Anzahl an Kointegrationsbeziehungen – im ganzen System in jedem Zeitpunkt – was den Interdependenzgrad des Systems einzuschätzen hilft.

3 Empirischer Teil

3.1 Hypothesenaufstellung und Variablenauswahl

Um den Integrationsgrad des heutigen Europas zu untersuchen, werden zwei potentielle Konvergenzclubs definiert. Dabei wird die Hypothese aufgestellt, dass Konvergenz zwischen den Gründungsmitgliedern der EU vorliegt. Da die Analyse aller sechs Mitglieder¹³ den Maßstab dieses Artikels übersteigt, werden nur zwei Volkswirtschaften gewählt. Zum Club I gehören somit Frankreich und Deutschland an. Diese Länder sind die Gründungsmitglieder der Europäischen Union. Darüber hinaus sind sie die größten was die Bevölkerungszahl angeht (von knapp 500 Millionen Einwohner der heutigen EU stammen fast 150 Millionen aus Frankreich oder Deutschland).¹⁴ Außerdem sind diese die führenden und stabilsten Volkswirtschaften in der EU. Somit stellen die beiden Volkswirtschaften ein stabiles Tandem dar und eignen sich hervorragend als eine Referenzgruppe.

Im Vordergrund der Untersuchung liegt der Konvergenzzustand nach der EU-Osterweiterung. Im Jahr 2004 traten acht ost- bzw. mitteleuropäischen Länder der EU bei. Die Analyse wird hierbei auch nur auf ein Teil dieser Gruppe beschränkt. Club II besteht deswegen aus der Tschechischen Republik, Ungarn und Polen. Diese drei osteuropäischen Länder wurden für die Analyse deswegen ausgewählt, da sie nicht nur zusammen eine geographische Region darstellen, sondern auch wirtschaftlich sehr stark miteinander verbunden sind. Dies wird unmittelbar dadurch bestätigt, dass auf dem Aktienmarkt ein kumulierter Index alle drei Länder vertritt – CECEEUR¹⁵. Außerdem ist die gesamte historische Entwicklung dieser Staaten im Laufe des 20. Jahrhunderts ähnlich: alle gehörten dem Ostblock an und erlebten Anfang der 90-er Jahre sehr ähnliche institutionelle und wirtschaftliche Veränderungen.

¹³ Zu den Gründungsmitgliedern der EU gehören Belgien, Deutschland, Frankreich, Italien, Luxemburg und Niederlande. Quelle: Das Portal der Europäischen Union an.

¹⁴ Quelle: Eurostat.

¹⁵ Quelle: Wiener Börse.

Einen weiteren Aspekt stellt die Überprüfung der Hypothese dar, ob die osteuropäischen Länder auch dem westeuropäischen Club angehören und ob es tatsächlich Anpassungsprozesse verlaufen, die langfristig zu Konvergenz führen werden.

3.2 Institutionelle Voraussetzungen der ökonomischen Konvergenz: die Tschechische Republik, Ungarn und Polen

Institutionen kann man als einen grundlegenden Rahmen verstehen, der die Interaktion zwischen den wirtschaftlichen Agenten festlegt. North (1990) definiert Institutionen als Spielregeln der Gesellschaft. Formale (Gesetze) und informale (Traditionen) Institutionen sind eine Basis für die gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Änderungen.

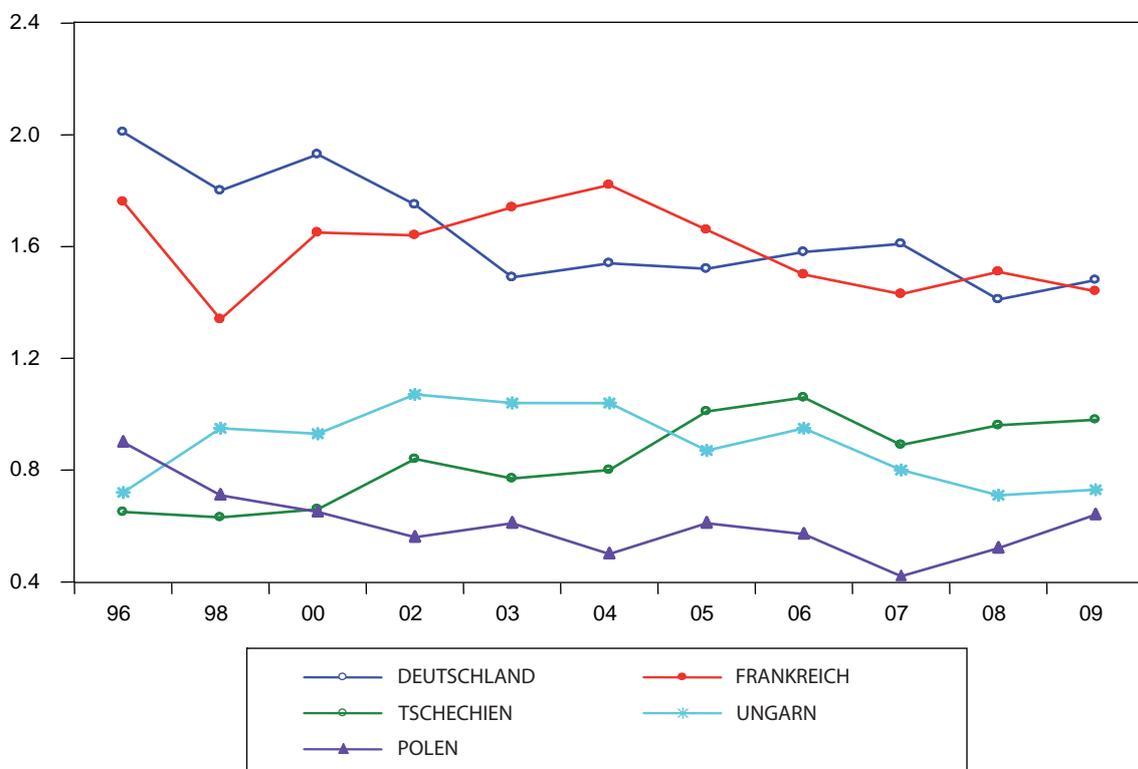
Die Änderungen des institutionellen Hintergrundes können mit den Worldwide Governance Indicators beurteilt werden. Diese Indikatoren wurden von Kaufmann *et al.* (2010) entwickelt und messen sechs Dimensionen der Regierungs- und Institutionenqualität bzw. zeigen, wie die Institutionenqualität von der Bevölkerung gesehen wird:¹⁶

- Voice and Accountability zeigt, inwieweit die Regierung eines Landes zur Verantwortung gezogen werden kann;
- Political Stability and Absence of Violence misst die Wahrscheinlichkeit einer Destabilisierung der Regierung sowie wie hoch die Hausgewalt- und Terrorismusgefahr sind;
- Government Effectiveness liefert Information über die Qualität öffentlicher Verwaltung und die Regierungszuverlässigkeit;
- Regulatory Quality bewertet inwieweit die Regierungsmaßnahmen die Privatsektorentwicklung stimulieren;
- Rule of Law zeigt, wie stark die Bevölkerung an staatliche Institutionen – wie Gericht oder Polizei – glaubt und gibt zudem Bewertung des Eigentumsrechtsschutzes;
- Control of Corruption misst, inwieweit die Beamten ihre Macht zum eigenen Wohl missbrauchen.

¹⁶ Jedes Kennzeichen ist ein komplexer kumulierter Indikator und nimmt Werte zwischen –2,5 und +2,5 an, wobei ein höherer Wert einer besseren Lage entspricht.

In den Abb. 1 und 2 sieht man die Entwicklung der Government Effectiveness und Control of Corruption Indikatoren in allen fünf Ländern. Die weiteren Graphiken zeigen ähnliche Tendenz und sind dem Anhang zu entnehmen. Man sieht, dass die institutionellen Unterschiede zwischen Tschechien, Ungarn und Polen einerseits und Deutschland und Frankreich andererseits eine Tendenz zur Verkleinerung aufweisen. Die Richtung der Entwicklung ist allerdings meistens nicht eindeutig:

Abbildung 1 Government Effectiveness, 1996 – 2009

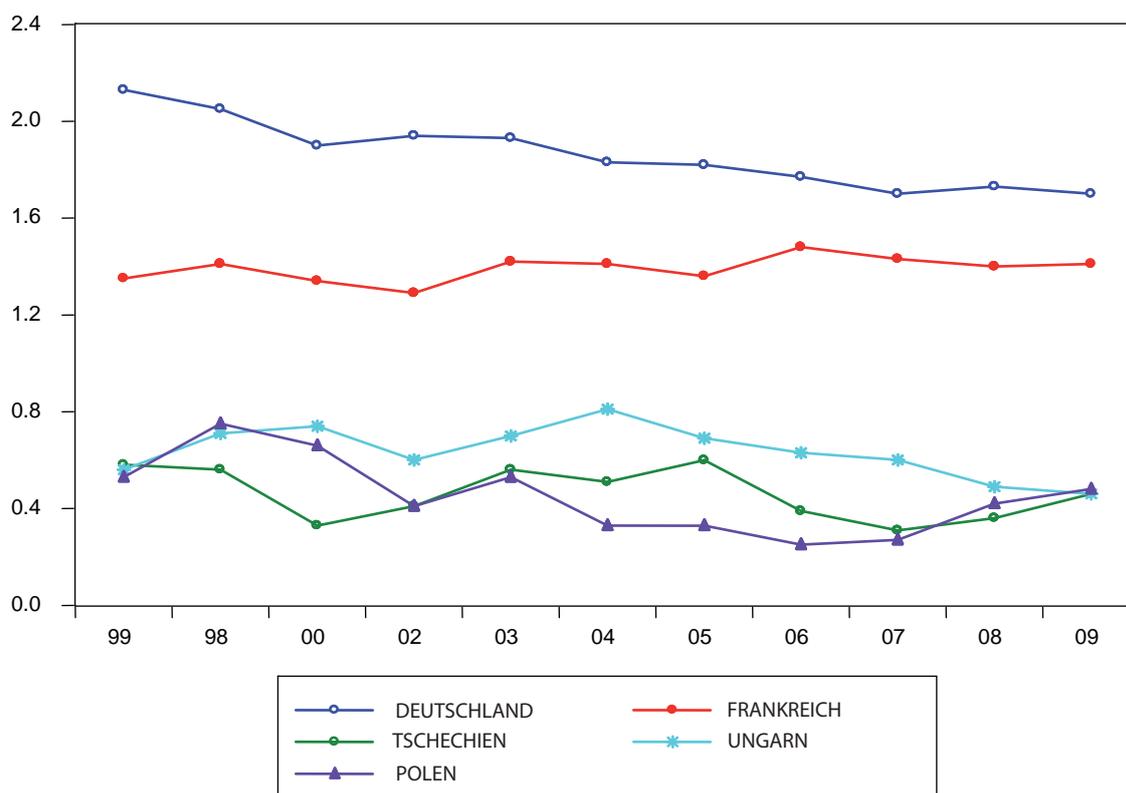


Quelle: The World Bank. Eigene Darstellung.

Es ist möglich, im Weiteren davon ausgehen, dass zumindest keine drastische institutionelle Divergenz vorliegt. Man sieht aber, dass ansteigende Ähnlichkeit eher durch die verschlechterte institutionelle Lage in Westeuropa, als durch die verbesserte Situation in Osteuropa erklärt werden kann. Nur Tschechien ist es gelungen, die institutionelle Lage fast in jeder Dimension zu verbessern. Vor der Osterweiterung hat die EU zahlreiche

Maßnahmen eingeführt, um die institutionelle Lage in Osteuropa zu verbessern. Auf die Hauptmaßnahmen und die wichtigsten Dokumente wird jetzt genauer eingegangen.

Abbildung 2 Control of Corruption, 1996 – 2009



Quelle: The World Bank. Eigene Darstellung.

Der Vertrag von Maastricht

Eines der wichtigsten Dokumente für die Europäische Union ist der Vertrag von Maastricht (1992)¹⁷. Durch diesen Vertrag wurde die EU ins Leben gerufen sowie ihre gemeinsame Währung für die Union (Euro) beschlossen. Die Schaffung eines gemeinsamen Wirtschaftsraums – was niedrigere Transaktionskosten für die Mitglieder bedeutet – ist bereits im Artikel B des Vertrags festgelegt. Die Errichtung einer Wirtschafts- und Währungsunion sollte „die Förderung eines ausgewogenen und dauerhaften wirtschaftlichen

¹⁷ Quelle: Das Portal der Europäischen Union.

und sozialen Fortschritts“ ermöglichen (Artikel *B*). Somit ist die Einführung der gemeinsamen Währung der letzte Schritt und findet erst nach der Beurteilung der Erfüllung von Konvergenzkriterien statt, die auch im Rahmen des Vertrags festgelegt sind.

Konvergenzkriterien

Die Konvergenzkriterien werden im Artikel 109-j und im speziellen Protokoll über die Konvergenzkriterien nach Artikel 109-j des „Vertrags zur Gründung der Europäischen Gemeinschaft“ definiert. Da die gemeinsame Währung das Ergebnis aller Integrationsprozesse ist, orientieren sich die Kriterien eher an den monetären Größen. Im Einzelnen fordert der Vertrag einen hohen Grad an Preisstabilität: die Inflationsrate eines neuen Mitglieds darf nicht höher als 1,5 Prozentpunkte über dem Durchschnitt der drei „stabilsten“ EU-Länder (d.h. mit der niedrigsten Inflationsrate) liegen.

Das zweite Konvergenzkriterium verlangt eine stabile Finanzlage des öffentlichen Sektors. Somit darf das Budgetdefizit (die Neuverschuldung) nicht größer als 3% des BIPs betragen und als Referenzwert für den staatlichen Verschuldungsstand wird 60% des BIPs vorgeschrieben. In Hinsicht auf die Stabilität der Wechselkurse besagt der Vertrag Folgendes: „Einhaltung der normalen Bandbreiten des Wechselkursmechanismus des europäischen Währungssystems seit mindestens zwei Jahren ohne Abwertung gegenüber der Währung eines anderen Mitgliedstaats“ (Artikel 109-j, Absatz 1). Die Mitgliedsländer sollen ihre Teilnahme an dem gemeinsamen Wechselkursmechanismus (WKM) dadurch nachweisen, dass sie die Wechselkurse in einer bestimmten Bandbreite schwanken lassen. Das vierte Kriterium legt die Obergrenze für die langfristigen Zinssätze fest: die Zinssätze dürfen nicht mehr als 2 Prozentpunkte über dem Durchschnitt der drei „stabilsten“ Länder liegen.

Agenda 2000

Außer dem Vertrag von Maastricht gibt es auch spezielle Dokumente für die Neumitgliedervorbereitung der EU-Erweiterung im Jahr 2004 bzw. 2007. Ein zentrales Projekt ist das im Jahr 1999 abgeschlossene „Agenda 2000“¹⁸. Entwicklung und strukturelle Anpassung von rückständigen Regionen wird als eins der wichtigsten Ziele der Zusammenarbeit in „Agenda 2000“ genannt. Um dies zu ermöglichen und die ökonomischen sowie institutionellen Unterschiede zwischen den neuen Mitgliedstaaten und der EU zu verkleinern, verfügt die „Agenda 2000“ die Schließung von so genannten Beitrittspartnerschaften zwischen der EU und den Staaten, die in 2004 bzw. 2007 der EU beitreten sollten.

Im Rahmen einer solchen Beitrittspartnerschaft musste ein zukünftiger Mitgliedsstaat die Maßnahmen innerhalb des Landes durchführen, die die Entwicklung von Demokratie, die makroökonomische Stabilisierung und die nukleare Sicherheit zur Folge haben würde. Zur Finanzierung dieser Maßnahmen mussten dabei folgende Programme eingesetzt werden: PHARE, ISPA und SAPARD. Die Tabelle fasst die Hauptaufgaben dieser Programme zusammen:

Tabelle 1 EU-Programme zur Beitrittsvorbereitung: Übersicht

| | Aufgabengebiet | Ziel |
|--------|---|--|
| PHARE | Rechtliche Anpassung | Wirtschaftliche Anpassung und institutionelle Annäherung |
| ISPA | Umwelt und Verkehr | Wirtschaftliche Anpassung und institutionelle Annäherung |
| SAPARD | Agrarwirtschaft und ländliche Entwicklung | Beitrag zur Übernahme von dem gemeinschaftlichen Besitzstand |

Quelle: Das Portal der Europäischen Union. Eigene Darstellung.

¹⁸ Quelle: Das Portal der Europäischen Union.

PHARE ist dabei das wichtigste finanzielle und technische Instrument. Das Programm läuft seit dem Jahr 1989 und sein ursprüngliches Ziel war genau die Vorbereitung von Polen und Ungarn auf den EU-Beitritt.¹⁹ Für die Zeitperiode 2000–2006 verfügte das PHARE-Programm über ein Budget im Umfang von 10 Milliarden Euro. Die Mittel kommen meistens in Form der nicht rückzahlbaren Zuschüsse; 30% dieser Mittel müssen für die Verbesserung der administrativen und rechtlichen Grundlagen verwendet werden. Dabei sollten die Infrastruktur und Industrie sowie die Arbeitsbedingungen und Umwelt verbessert werden. Mit den restlichen 70% soll die Übernahme von dem gemeinschaftlichen Besitzstand finanziert werden.²⁰ Das Oberziel ist dabei die Förderung des volkswirtschaftlichen Wachstums des neuen Mitglieds. Die Organisationen, die die Finanzierung des Programms durchführen, sind die Welt Bank, die Europäische Bank für Wiederaufbau und Entwicklung und die Europäische Investitionsbank. PHARE sieht auch die Durchführung von grenzüberschreitenden Kooperationsprogrammen vor.

ISPA und SAPARD sind die zusätzlichen Instrumente, mit denen PHARE später ergänzt wurde. Die beiden wurden im Jahr 1999 ins Leben gerufen. Die Maßnahmen innerhalb der ISPA²¹ sind in den Bereichen Umwelt und Verkehr angesiedelt. Die Realisierung von Projekten soll auch dem größeren Ziel dienen: die Übernahme von den bereits in PHARE erwähnten gemeinschaftlichen Besitzstand muss vereinfacht werden. Die Finanzmittel sollen gleichmäßig auf die beiden Teile – Umwelt und Verkehr – aufgeteilt werden.²² Eine Förderung im Rahmen von ISPA setzt voraus, dass 75% der Kosten eines Projekts übernommen werden können. In einzelnen Fällen beläuft sich die Förderung sogar auf 85%.

¹⁹ Das Hauptziel des Programms ist dem Namen zu entnehmen. PHARE ist eine Abkürzung für Poland and Hungary: Aid for Restructuring of the Economies. Quelle: Das Portal der Europäischen Union.

²⁰ Gemeinschaftlicher Besitzstand ist der Hauptteil des Europarechts. Es bildet eine umfassende Basis von akkumulierten Rechten und Pflichten für alle EU-Mitgliedsländer.

²¹ ISPA steht für Instrument for Structural Policies of Pre-Accession und ist dementsprechend ein strukturelles Instrument zur Vorbereitung auf den Beitritt. Quelle: Das Portal der Europäischen Union.

²² Damit man sich den Maßstab der Projekt vorstellen kann: die Kosten für ein Projekt fangen bei 5 Millionen Euro an.

SAPARD²³ konzentriert sich auf die Landwirtschaft und muss der Übernahme des gemeinschaftlichen Besitzstandes dienen. Das Programm besteht aus vielseitigen Maßnahmen wie z.B. Investitionen in die Landwirtschaft, Wasserressourcenmanagement usw. Wenn die Finanzierung eines Projekts genehmigt wird, übernimmt SAPARD genau wie ISPA 75% der Kosten.

Die im Rahmen von Beitrittspartnerschaften durchgeführten Vorbereitungsmaßnahmen entsprechen für jedes Neumitgliedsland kurzfristigen und mittelfristigen Zielen. Die wichtigsten Teilgebiete sind bei allen Ländern wirtschaftliche Reformen, Umweltschutzverbesserung und Wirtschaftspolitikänderung. In der Tabelle 2 sind die Mittel angegeben (Angaben in Milliarden Euro), die das jeweilige Land innerhalb des jeweiligen Programms im Zeitraum 1999–2002 für die Beitrittsvorbereitung erhalten hat. Da die Anfangslage für das Ausmaß der Finanzierung eine wichtige Rolle gespielt hat, wurde Polen, dessen Anfangssituation die schlechteste war, am meisten unterstützt worden:

Tabelle 2 Mitteleinteilung: Tschechische Republik, Ungarn, Polen

| | PHARE | Institutionelle Stärkung | Grenzübergreifende Zusammenarbeit | SAPARD | ISPA |
|------------|--------|-----------------------------|--------------------------------------|--------|--------|
| Tschechien | 1,0649 | 0,0248 | 0,058 | 0,0671 | 0,2085 |
| Ungarn | 1,3029 | 0,0247 | 0,038 | 0,0398 | 0,0939 |
| Polen | 4,4962 | 0,0518 | 0,167 | 0,5142 | 1,054 |

Quelle: Das Portal der Europäischen Union. Eigene Berechnungen.

Erfüllung der Konvergenzkriterien in Tschechien, Ungarn und Polen

Anschließend wird betrachtet, inwieweit die Maastricht Konvergenzkriterien in Tschechien, Ungarn und Polen momentan erfüllt sind. Von diesen osteuropäischen Volkswirtschaften zeigt die Tschechische Republik die besten Ergebnisse in den meisten Bereichen.

²³ SAPARD bedeutet Special Accession Program for Agriculture and Rural Development. Quelle: Das Portal der Europäischen Union.

Seit Jahren führt Tschechien eine auf Inflationsbekämpfung ausgerichtete Geldpolitik.²⁴ Laut Convergence Report²⁵ (Mai 2010) lag der Referenzwert für die Inflationsrate bei 1%,²⁶ während die tschechische Inflationsrate bei 0,3% und somit deutlich unter dem Durchschnitt lag. Die langfristigen Zinssätze für diesen Zeitraum sollten unterhalb der 6%-Grenze bleiben, was Tschechien mit 4,7% auch geschafft hat. Obwohl der Verschuldungsstand in Tschechien im März 2010 mit 39,8% eindeutig unter 60%-er Referenzwert lag, überstieg die Neuverschuldung (5,7%) die vorgeschriebenen 3%. Die tschechische Währung, Krone, unterlag im Jahr 2008 bis 2009 einer Abwertung. Der Wechselkurs während dieser Zeit kann als volatil beschrieben werden.

Ungarn hatte mehr Schwierigkeiten mit der Inflationsbekämpfung. Mit einer Inflationsrate von 4,8% gehört Ungarn in dem betrachteten Zeitraum eher zu den Ausreißern.²⁷ Eine deflationäre Tendenz, die Ungarn bis Jahr 2005 verfolgt hat, wandelte sich somit in eine inflationäre. Die Finanzlage Ungarns kann anhand der Maastrichtkriterien kaum als stabil beschrieben werden. Das Neuverschuldungskriterium wird von Ungarn nicht erfüllt: die Werte liegen bei 4,1% für die Neuverschuldung und 78,9% für den Verschuldungsstand. Der langfristige Zinssatz (8,4%) übersteigt deutlich den vorgeschriebenen Referenzwert von 6%. Genau wie die tschechische Krone, hat der ungarische Forint im Zeitraum 2008–2009 eine Abwertung erlebt.

Wie in den beiden anderen Ländern gab es auch in Polen bis 2003 eine Tendenz zum Rückgang der Inflation. Heutzutage übersteigt die polnische Inflationsrate deutlich den 1%-en Referenzwert und beträgt 3,9%. Aus zwei Kriterien der Fiskalstabilität ist einer erfüllt: der Verschuldungsstand beträgt im März Jahr 2010 53,9% des BIPes, wobei die Neuverschuldung ist mehr als doppelt so hoch als vorgeschrieben und bei 7,3% liegt.

²⁴ Die Jahre 2007–2008 waren damit ausnahmsweise durch höhere Inflationsraten markiert.

²⁵ Quelle: European Central Bank.

²⁶ Die niedrigsten Inflationsraten haben in diesem Jahr Portugal mit –0,8%, Estland mit –0,7% und Belgien mit –0,1% ausgewiesen. Der ungewichtete Mittelwert davon ist –0,53(3). Addiert man 1,5 Prozentpunkte, kommt man auf den Referenzwert 1%.

²⁷ Aus neun Volkswirtschaften – Osteuropa, Baltische Staaten und Schweden – hat nur Rumänien noch schlechtere Ergebnisse gezeigt: da lag die Inflationsrate in 2010 bei 5%.

Wie in beiden anderen Ländern hat auch polnische Währung, Złoty, eine Abwertung im Zeitraum 2008–2009 erlebt. Das Zinssatzkriterium war aber nahezu erfüllt: der erreichte Wert von 6,1% ist nur marginal größer als die vorgeschriebene 6%-e Grenze. Der Übersichtlichkeit halber, werden die numerischen Ergebnisse in der Tabelle 3 zusammengefasst:

Tabelle 3 Maastricht Konvergenzkriterien im Jahr 2010 in Tschechien, Ungarn und Polen: Preisstabilität, Fiskalische Disziplin, Langfristige Zinssätze

| | Inflationsrate | Verschulungsstand | Neuverschuldung | Langfristiger Zinssatz |
|--------------|----------------|-------------------|-----------------|------------------------|
| Tschechien | 0,3% | 39,8% | 5,7% | 4,7% |
| Ungarn | 4,8% | 78,9% | 4,1% | 8,4% |
| Polen | 3,9% | 53,9% | 7,3% | 6,1% |
| Referenzwert | 1% | 60,00% | 3% | 6 % |

Quelle: Convergence Report (2010). Eigene Darstellung.

Man sieht also, dass keine der analysierten osteuropäischen Volkswirtschaften momentan in der Lage ist die Konvergenzkriterien vollständig zu erfüllen. Keine Volkswirtschaft ist ein Teil des WKMII geworden, und die Euroeinführungstermine werden in allen drei Ländern weiter in die Zukunft geschoben. Die Tschechische Republik macht allerdings am größten Fortschritte. Man muss aber feststellen, dass die umfangreichen Finanzmittel, die der institutionellen Verbesserung und der Erfüllung der Konvergenzkriterien dienen sollten, Ungarn und Polen (bis jetzt) wenig geholfen haben.

3.3 Reale Konvergenz

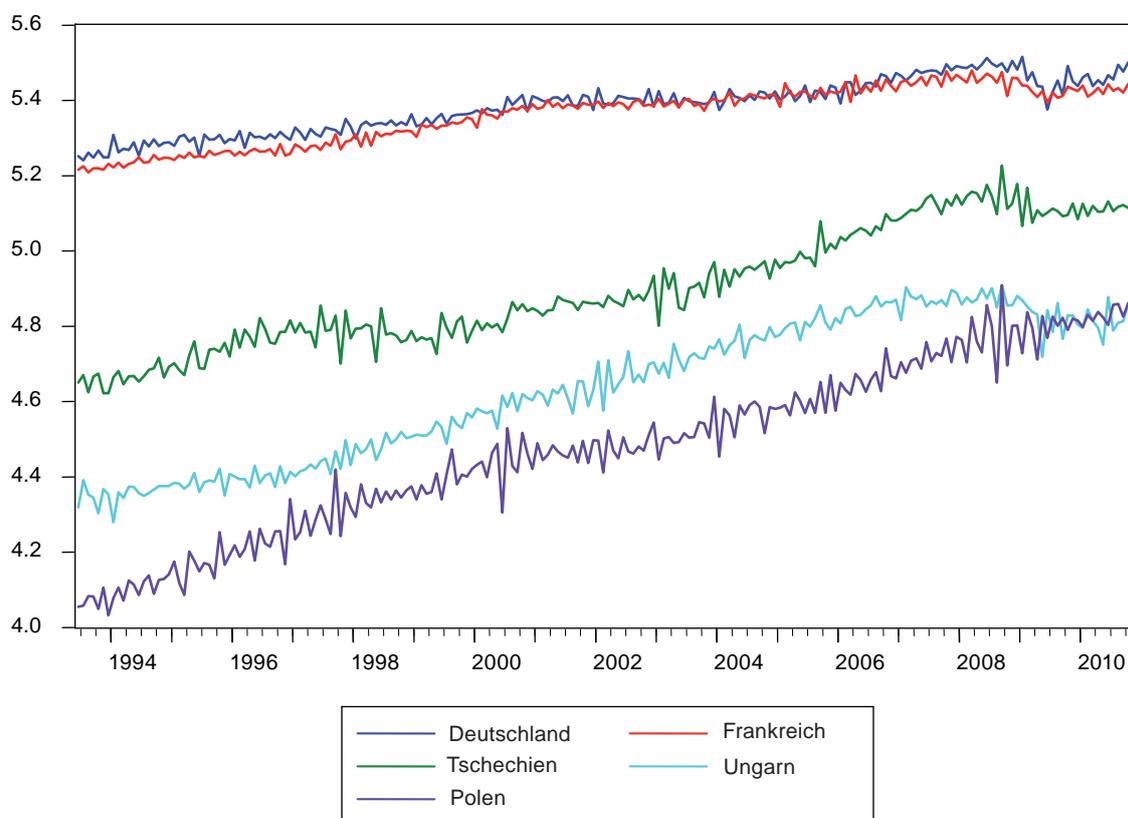
3.3.1 Datenauswahl und Vorbereitung

Die Untersuchung der realen Konvergenz wird anhand der BIP-Zeitreihen in *pro Kopf* Größen unternommen. Alle Daten stammen aus Thomas Reuters Financial Datastream. Als Erstes werden die Reihen von den Inflationseinflüssen bereinigt – dafür werden die Daten mit Hilfe eines Preisdeflators in reale Größe umgerechnet. Die *pro Kopf* Größen der Länder im Jahr 2000 werden als Ausgangswert (100%) genommen. Weiterhin werden die jeweiligen Purchasing Power Parity Conversion Faktoren angewendet, um die Dollarwerte zu erhalten. Die Saisonbereinigung für Polen und Ungarn wurde mittels Census X12 durchgeführt, die anderen Daten standen bereits saisonbereinigt zur Verfügung.

Im letzten Schritt werden die jährlichen Zeitreihen in Monatsdaten umgewandelt. Die Interpolation erfolgt mittels Anwendung von Industrial Production Index (IPI): Er misst den realen physischen Output einer Volkswirtschaft und wird monatlich erstellt. Somit ist der IPI meistens mit dem BIP stark korreliert.²⁸

Die mit IPI ausgerechneten Monatszeitreihen laufen von Juni 1993 bis Dezember 2010. Somit stehen 211 Beobachtungen je Zeitreihe zur Verfügung. Zum Schluss werden die Zeitreihen mit 100 multipliziert und logarithmiert. In der Abb. 3 sieht man alle fünf modifizierten BIP-Zeitreihen:

²⁸ Z. B. liegt für Polen die Korrelation zwischen den IPI und BIP Zeitreihen bei 98,53%.

Abbildung 3 Verlauf der realen BIP *pro Kopf* Zeitreihen

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Darstellung.

Die visuelle Analyse zeigt, dass die Verläufe von Deutschland und Frankreich einerseits und Tschechien, Ungarn und Polen andererseits mehr Ähnlichkeit aufweisen. Dennoch sieht man auch, dass jede Volkswirtschaft ihr BIP *pro Kopf* im Laufe der Zeit vervielfacht hat. Außerdem sieht man, dass Tschechien und Polen den Abstand zwischen dem eigenen BIP und dem von Deutschland und Frankreich im Laufe der Zeit deutlich verringern. Während der Subprimekrise (ungefähr Mitte 2008) sind deutlich stärkere Schwankungen – die alle fünf Volkswirtschaften betreffen – zu erkennen.

Um die Kointegrationsanalyse durchführen zu können, muss jede einzelne Zeitreihe mittels Augmented Dicky-Fuller Tests (ADF) auf Unit Root getestet werden. Die Testergebnisse in der Tabelle 4 sprechen eindeutig für das Vorliegen der Einheitswurzel in den Niveauzeitreihen, wobei die ersten Differenzen stationär sind. Als deterministische Komponente werden Konstante und ein Trend verwendet.

Tabelle 4 Augmented Dickey Fuller Unit Root Test

| | Deutschland | Frankreich | Tschechien | Ungarn | Polen |
|--|-------------|------------|------------|--------|--------|
| <i>t</i> -Wert | -2,8097 | -0,3503 | -1,462 | 0,3279 | -1,886 |
| Lags | 4 | 3 | 4 | 4 | 5 |
| H_0 : es liegt Unit Root vor (Signifikanzgrenze 10% ^a) | | | | | |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Darstellung. Alle Schätzungen und Tests in dieser Arbeit wurden mit R2.12.0, EViews7 und JMulTi4.2.4 durchgeführt.

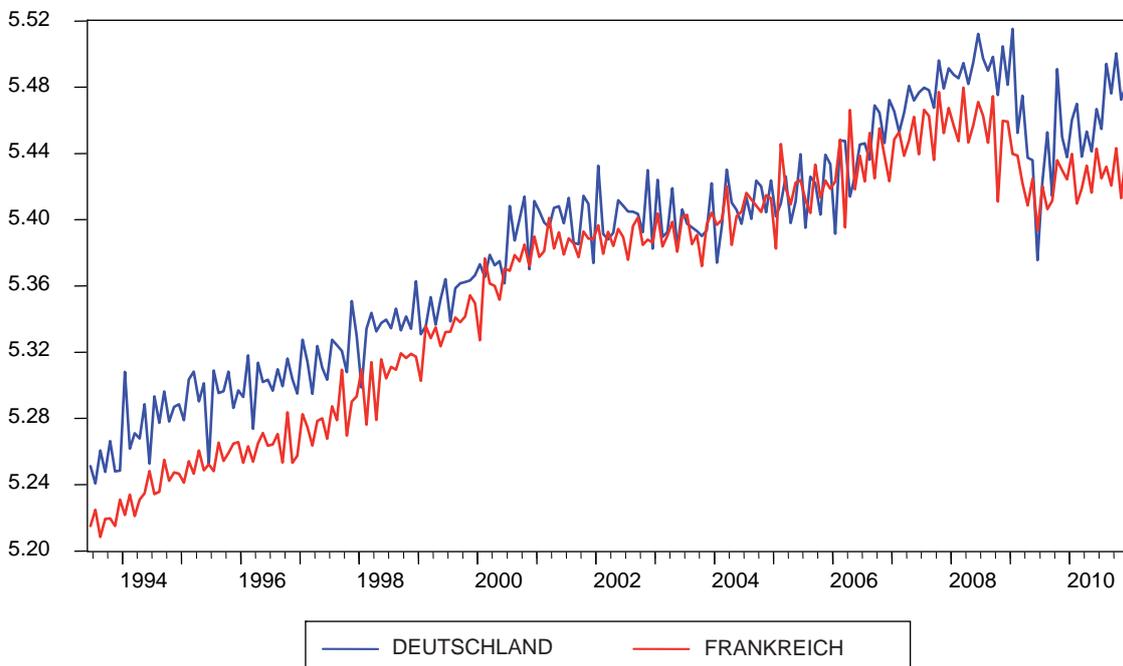
^a Der zugehörige kritische Wert für ein 10%-er Signifikanzniveau liegt bei -3,13.

3.3.2 Club I: Frankreich und Deutschland

3.3.2.1 Club I: Gemeinsame Trends und Konvergenz

In der Abb. 4 sind die BIP *pro Kopf* Zeitreihen von Frankreich und Deutschland im Zeitraum von Januar 1993 bis Dezember 2010 zu sehen:

Abbildung 4 BIP *pro Kopf* Zeitreihen: Deutschland und Frankreich



Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Darstellung.

Der Verlauf beider Zeitreihen ist ähnlich. Zwischen den Jahren 1993 bis 2000 verringert sich der Abstand zwischen den Zeitreihen immer mehr, bis diese in der Spanne von 2000 bis 2007 fast gleich verlaufen. Ab dem Jahr 2007 weisen die Zeitreihen immer größere Schwankungen auf. Wenn man bedenkt, dass die Subprimekrise ungefähr Mitte des Jahres 2007 angefangen hat, ist diese Volatilität verständlich.²⁹ Zuerst wird mithilfe vom Johansen Trace Test überprüft, ob es langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den beiden Volkswirtschaften vorliegen. Die Ergebnisse des Tests auf Basis eines VAR-Modells mit 7 Lags sind in der Tabelle 5 zusammengefasst. Dabei wurde ein Trend in dem Niveaus aber nicht innerhalb der Kointegrationsbeziehung unterstellt:

Tabelle 5 Johansen Kointegrationstest^a für Deutschland und Frankreich

| H_0 | Eigenwerte | Spurstatistik | 95% |
|------------|------------|---------------|-------|
| $r = 0$ | 0,099106 | 23,42476 | 15,41 |
| $r \leq 1$ | 0,010964 | 2,238068 | 3,76 |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Berechnung.

^a Die Osterwald-Lenum (1992) kritischen Werte für alle in dieser Arbeit durchgeführten Kointegrationstests sind dem Enders (2004, S. 443) entnommen.

Da genau ein Eigenwert größer Null ist, wird die Nullhypothese, es gäbe keine Kointegrationsbeziehungen zwischen Deutschland und Frankreich, abgelehnt.

Für das bivariate Fehlerkorrekturmodell schlägt das Akaike Informationskriterium (AIK) 6 Lags vor. Das Vorliegen eines deterministischen Trends in den Zeitreihen wird berücksichtigt. Die Schätzung wird mit für diese Zwecke effizientesten Schätzern Simple Two Stage und Efficient Least Squares durchgeführt. Mit Hilfe des Top-Down Verfahrens wird das optimale Set der Parameter gewählt, die das AIK minimieren. Im Vergleich mit Alternativen liefert die Schätzung die höchste Log-Likelihood, das Modell ist frei von Autokorrelationen (p -Wert=0,128 für den LM-Test) und der Fehlerkorrektur-

²⁹ Im Juli 2007 teilt Bear Stearns mit, dass die Einlagen 2 seiner Hedgefonds fast nichts mehr wert sind. Ende 2006 war deren Wert noch \$1,5 Milliarden. Mehr dazu: New York Times (18. 07. 2007).

term weist nicht auf das Vorliegen nichtstationärer Komponente hin. Der Fehlerkorrekturterm des VECMs für Deutschland (Ge) und Frankreich (Fr) sieht wie folgt aus:

$$\begin{pmatrix} \Delta Ge_t \\ \Delta Fr_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,154 \\ (0,054) \\ -0,303 \\ (0,049) \end{pmatrix} \left[\begin{pmatrix} 1 & -0,696 \\ & (0,123) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Ge_{t-1} \\ Fr_{t-1} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1,661 \\ (0,645) \end{pmatrix} \cdot Konst \right]$$

Alle Parameter sind auf dem üblichen 5% Niveau signifikant. Die Gleichgewichtsbeziehung zwischen Deutschland und Frankreich sieht folgendeweise aus:

$$Ge_{t-1} = 0,696 \cdot Fr_{t-1} + 1,661 \cdot Konst$$

Die Tatsache, dass die stochastischen Elemente proportional ausbalanciert sind, entspricht der Definition des gemeinsamen stochastischen Trends von Bernard und Durlauf (1995). Die Konvergenzdefinition von Bernard und Durlauf (1995) erfordert den Kointegrationsvektor $\beta=(1, -1)$. Diese Restriktion wurde getestet und bei einem p -Wert von 1,36% auf dem 5%-en Signifikanzniveau deutlich abgelehnt. Aufgrund dessen wird davon ausgegangen, dass es keine Konvergenz zwischen Deutschland und Frankreich vorliegt. Allgemein kann man sagen, dass diese zwei Volkswirtschaften ein langfristiges Gleichgewicht aufweisen und ein System bilden. Dies bedeutet allerdings nicht, dass sich in Abwesenheit von persistenten Schocks die BIP *pro Kopf* Größen der beiden Volkswirtschaften aneinander anpassen müssen.

Um den Verlauf der Anpassungsprozesse beurteilen zu können, muss die a -Matrix (bzw. in diesem Fall den Vektor) betrachtet werden. Die beiden a -Parameter wurden signifikant geschätzt, was bedeutet, dass Anpassungsprozesse ablaufen und keine der Variablen als schwach exogen betrachtet werden kann. Das Vorzeichen des zu Frankreich gehörigen a s stimmt allerdings mit der Theorie nicht überein. Das bedeutet, dass der Anpassungskoeffizient des zu Frankreich gehörenden a 's die Anpassung des Systems verlangsamt bzw. unter Umständen in die entgegengesetzte Richtung treibt. Demnach verläuft die weitere Anpassung über die kurzfristige Dynamik (vgl. Johansen (1995)).

Die Ergebnisse des Johansen Trace Tests sowie die Parameterschätzungen des Modells sind robust in Bezug auf die Änderung der deterministischen Spezifikation. Allerdings ist für die Modellschätzung eine Kürzung der Lagordnung nicht zulässig, weil sofort die Autokorrelationen die zulässige Bandbreite überschreiten sowie der Log-Likelihood sinkt.

3.3.2.2 Club I: Gemeinsame Zyklen

Als Ausgangspunkt für den *Common Cycle* Test wird die VECM Spezifikation aus 2.3.2.1 übernommen. Die Nullhypothese lautet: die Anzahl der „gemeinsamer Zyklus“ Vektoren ist größer s . In einem bivariaten System kann höchstens ein gemeinsamer Zyklus vorliegen. Die Ergebnisse des Tests sind in der Tabelle 6 präsentiert:

Tabelle 6: Common Cycle Test für Deutschland und Frankreich

| H_0 | Kanonische Korrelation | Teststatistik | 95% | Freiheitsgraden |
|---------|------------------------|---------------|-------|-----------------|
| $s > 0$ | 0,4898 | 137,282 | 21,03 | 12 |
| $s > 1$ | 0,7526 | 422,219 | 38,89 | 26 |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Berechnung.

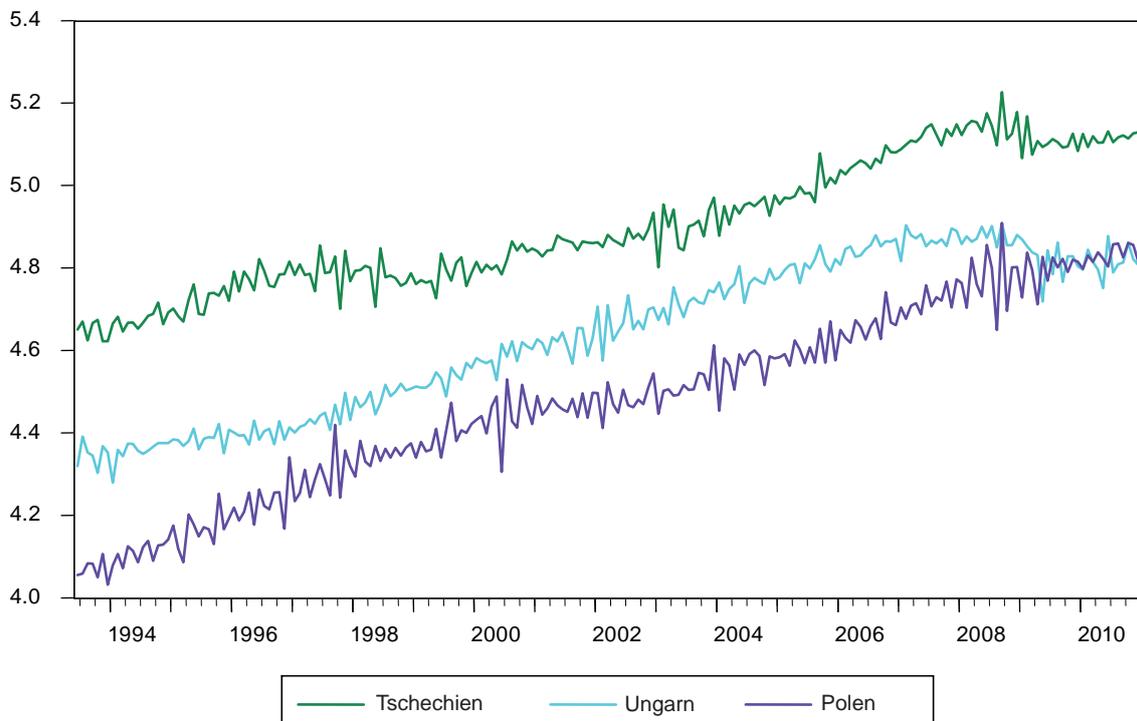
Die Nullhypothese, dass Deutschland und Frankreich einen gemeinsamen Zyklus teilen, wird somit verworfen. Es gibt also keine lineare Kombination von diesen stationären Zeitreihen, die keine Autokorrelationen aufweisen würde.

3.3.3 Club II: die Tschechische Republik, Ungarn, Polen

3.3.3.1 Club II: Gemeinsame Trends und Konvergenz

Der zweite potentielle Konvergenzclub besteht aus der Tschechischen Republik, Ungarn und Polen. Bevor man sich einer detaillierten empirischen Analyse zuwendet, werden aus den Gründen der Übersichtlichkeit die logarithmierten BIP *pro Kopf* Zeitreihen geplottet:

Abbildung 5 BIP pro Kopf Zeitreihen: Tschechien, Ungarn, Polen



Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Darstellung.

Aus der Abb. 5 erkennt man, dass die Outputs *pro Kopf* der drei Volkswirtschaften in dem betrachteten Zeitraum sich ähnlich entwickelt haben. Der Abstand zwischen Ungarn und Polen verringert sich im Laufe der Zeit, während Polen und Tschechien nahezu parallel zu einander verlaufen. Die wirtschaftliche Lage der Tschechischen Republik ist sowohl am Anfang, als auch am Ende der Beobachtungsperiode deutlich besser zu beurteilen als in beiden anderen Ländern. Man sieht auch, dass der Verlauf der Zeitreihen sich während der Subprimekrise ändert, wobei Ungarn die stärkste Änderung erfährt.

Der Johansen Trace Test für das trivariate System zeigt allerdings, dass es höchstens eine Kointegrationsbeziehung bzw. zwei stochastische Trends vorliegen. Somit kann die Frage, ob Tschechien, Ungarn und Polen einem Konvergenzclub angehören, beantwortet werden. Obwohl die Entwicklung dieser drei osteuropäischen Länder im Laufe des zwanzigsten Jahrhunderts ähnlich war und visuelle Analyse der BIP *pro Kopf* die Vermutung zulässt, dass alle drei als ein System betrachtet werden können, findet diese Hypothese keine Bestätigung mittels Kointegrationsanalyse.

Allerdings kann versucht werden, die paarweisen Beziehungen zu untersuchen. Dafür müssen zuerst die entsprechenden bivariaten Subsets definiert werden (vgl. Bernard und Durlauf, 1995). Aus den drei möglichen Varianten – Tschechien und Ungarn, Tschechien und Polen, Polen und Ungarn – ergibt sich nur zwischen (Cz) und Ungarn (Hu) eine Kointegrationsbeziehung. Die Auswahl der Laglänge für den Johansen Trace Test wurde auf Basis eines VAR-Modells durchgeführt. Die optimale Laglänge für dieses VAR-Modell wurde mit Hilfe des AIKs gewählt, welcher eine Laglänge von 7 vorschlug. Da die Zeitreihen offensichtlich trendbehaftet sind, muss diese deterministische Komponente berücksichtigt werden. Enders (2004) empfiehlt, sich die Einschließung des restringierten Trends zu ersparen, wenn man keinen imperativen Impetus dafür hat. Da in diesem Fall nichts für den Trend innerhalb der Kointegrationsbeziehungen spricht, wird es von einem unrestringierten Trend ausgegangen:

Tabelle 7: Johansen Kointegrationstest für Tschechien und Ungarn

| H_0 | Eigenwerte | LR | 95% |
|------------|------------|---------|-------|
| $r = 0$ | 0,074494 | 17,9124 | 15,41 |
| $r \leq 1$ | 0,010765 | 2,1972 | 3,76 |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Berechnung.

Wie man der Tabelle 7 entnehmen kann, ist genau ein Eigenwert größer Null, somit findet der Test eine Kointegrationsbeziehung zwischen Tschechien und Ungarn. Die Schätzung des entsprechenden VECMs mit 6 Lags wird in diesem Fall mit dem einstufigen Johansen Verfahren durchgeführt. Das Modell weist den höchsten Log-Likelihood Wert und die Residuen sind nicht korreliert (p -Wert=0,4475 für LM-Test). Die Schätzung liefert den folgenden Fehlerkorrekturterm:

$$\begin{pmatrix} \Delta Cz_t \\ \Delta Hu_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -0,099 \\ (0,042) \\ -0,123 \\ (0,040) \end{pmatrix} \left[\begin{pmatrix} 1 & -0,674 \\ & (0,073) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Cz_{t-1} \\ Hu_{t-1} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1,776 \\ (0,07) \end{pmatrix} \cdot Konst \right]$$

Die langfristige Gleichgewichtsbeziehung – die an sich wiederum als mean-reverting bezeichnet werden kann – zwischen Tschechien und Ungarn ist mit

$$Cz_{t-1} = 0,674 \cdot Hu_{t-1} + 1,776 \cdot Konst$$

zum Ausdruck gebracht. Obwohl die beiden a -Parameter signifikant geschätzt wurden, ist das Vorzeichen des zu Ungarn zugehörigen a 's „falsch“. Es gibt also auch in diesem Fall eine gegenseitige Wirkung der beiden Parameter im Laufe des Anpassungsprozesses. Dabei korrigiert Tschechien die Abweichungen, während Ungarn diese von Periode zu Periode größer macht. Letztendlich wird getestet, ob die Auflegung der $\beta=(1, -1)$ Restriktion zulässig wäre. Der p -Wert für den Wald Test ist 0. Somit findet die Analyse keine Bestätigung für Konvergenz zwischen Tschechien und Ungarn.

Die Ergebnisse der Schätzung sind robust bezüglich der Lagkürzung, allerdings nicht bezüglich der Änderung der deterministischen Spezifikation. Wird es angenommen, dass der deterministische Trend innerhalb des Fehlerkorrekturterms gehört, lehnt der Johansen Test die Nullhypothese keiner Kointegration nicht mehr ab.

3.3.3.2 Club II: Gemeinsame Zyklen

Jetzt werden alle drei Länder nach dem Vorliegen eines gemeinsamen Zyklus untersucht. Dafür wird das trivariate System als ein VAR-Modell in den ersten Differenzen dargestellt. Die von AIK vorgeschlagene VAR-Spezifikation mit 5 Lags weist auf dem 5%-en Signifikanzniveau noch deutliche Autokorrelationen auf. Aus diesem Grund wird die Laglänge auf 7 erhöht. Dann erhält man ein von Autokorrelationen freies Modell (p -Wert=0,1141 für den LM-Test).

Die Lösung des entsprechenden Eigenwertproblems liefert die quadrierten kanonischen Korrelationen. Die Testergebnisse des *Common Cycle* Tests können der Tabelle 8 entnommen werden:

Tabelle 8 Common Cycle Test für Tschechien, Ungarn und Polen

| H_0 | Kanonische Korrelation | Teststatistik | 95% | Freiheitsgraden |
|---------|------------------------|---------------|-------|-----------------|
| $s > 0$ | 0,6001 | 186,058 | 30,14 | 19 |
| $s > 1$ | 0,6029 | 373,542 | 55,76 | 40 |
| $s > 2$ | 0,8272 | 729,933 | 82,52 | 63 |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Berechnung.

Wie man in der Tabelle 8 deutlich sieht, wird die Nullhypothese $s > 0$ abgelehnt. Daraus folgt, dass die drei osteuropäischen Länder keinen gemeinsamen Zyklus teilen. Dies wird auch mittels zusätzlicher Untersuchung der Autokorrelationen bestätigt. Man stellt fest, dass die Zeitreihenanalyse in den gewählten osteuropäischen Volkswirtschaften eine Bestätigung weder für langfristiges Gleichgewicht, noch für Synchronität der mittelfristigen Dynamik des BIPs *pro Kopf* gefunden hat.

3.3.4 Interaktion zwischen Club I und Club II

3.3.4.1 Gemeinsame Trends und Konvergenz

Im letzten Schritt erfolgt Untersuchung der Interaktion zwischen den beiden Gruppen. Versucht man, von einem fünfvariaten System auszugehen, findet man mit dem Johansen Trace Test (Lagordnung des entsprechenden VAR-Modells ist gleich 6) nur zwei Kointegrationsbeziehungen:

Tabelle 9 Johansen Kointegrationstest für West- und Osteuropa

| H_0 | Eigenwerte | Spurstatistik | 95% |
|------------|------------|---------------|-------|
| $r = 0$ | 0,20959 | 96,366 | 68,52 |
| $r \leq 1$ | 0,10398 | 48,3847 | 47,21 |
| $r \leq 2$ | 0,06009 | 25,9864 | 29,68 |
| $r \leq 3$ | 0,04853 | 13,3444 | 15,41 |
| $r \leq 4$ | 0,01554 | 3,19592 | 3,76 |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Berechnung.

Darüber hinaus wurden auch die auf bivariaten Subsets basierenden VAR-Modelle untersucht. Mittels dieser Analyse wurden keine weiteren bivariaten kointegrierten Paare gefunden. Die statische Version des Johansen Trace Tests weist darauf hin, dass der Verflechtungsgrad der betrachtenden Volkswirtschaften eher niedrig ist, da im System aus fünf Variablen drei stochastische Trends vorliegen. Der niedrige Grad der realen Integration kann durch die strukturellen Anfangsunterschiede zwischen den ost- bzw. westeuropäischen Volkswirtschaften erklärt werden. Die wirtschaftliche Lage in den osteuropäischen Staaten ist in der letzten Zeit deutlich besser geworden und die Einkommenskluft zwischen West- und Osteuropa hat sich verringert. Allerdings gibt es momentan trotzdem kein Anzeichen dafür, dass die Outputs *pro Kopf* dieser Volkswirtschaften sich gegen ein gemeinsames Ziel entwickeln. Sogar die finanzielle Unterstützung der EU war nicht ausreichend, um den Anpassungsprozess zu beschleunigen.

3.3.4.2 Gemeinsame Zyklen

Die Analyse der BIP *pro Kopf* Größen wird mit der Untersuchung der mittelfristigen Dynamik bzw. der gemeinsamen Zyklen abgeschlossen. Als Basis dafür wird ein VAR-Modell in den ersten Differenzen der Lagordnung 7 genommen. Tabelle 10 fasst die Ergebnisse des *Common Cycle* Tests zusammen:

Tabelle 10 Common Cycle Test für West- und Osteuropa

| H_0 | Kanonische Korrelation | Teststatistik | 95% | Freiheitsgraden |
|---------|------------------------|---------------|--------|-----------------|
| $s > 0$ | 0,5587 | 166,060 | 44,99 | 31 |
| $s > 1$ | 0,6474 | 377,671 | 83,67 | 64 |
| $s > 2$ | 0,6935 | 617,728 | 123,23 | 99 |
| $s > 3$ | 0,7392 | 890,559 | 164,23 | 136 |
| $s > 4$ | 0,8419 | 1264,100 | 206,87 | 175 |

Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Berechnung.

Alle Teststatistiken übersteigen die entsprechenden kritischen Werte. Die Dimension des „gemeinsamer Zyklus“ Unterraums ist gleich Null. Somit stellt man fest, dass die betrachteten Volkswirtschaften keinen gemeinsamen Zyklus teilen. Die Tatsache, dass alle fünf Volkswirtschaften einer Wirtschaftsunion angehören, spiegelt sich nicht in den mittelfristigen Schwankungen. Die transitorischen Schwankungen in jeder einzelnen Volkswirtschaft sind unabhängig.

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die Ergebnisse der durchgeführten Tests auf einen hohen Grad der Heterogenität in der EU hinweisen. Dies kann dadurch erklärt werden, dass die strukturellen Unterschiede zwischen diesen Volkswirtschaften so groß sind, dass weder die Bedingungen für ähnliche langfristige Entwicklung, noch für Synchronität der transitorischen Schwankungen zwischen den beiden Gruppen der Volkswirtschaften erfüllt sind.

3.3.5 Anmerkungen und Robustheitsanalyse

Wie man den Abbildungen 4 und 5 entnehmen kann, führt die Subprimekrise zu den erhöhten Schwankungen in allen Zeitreihen. Im Allgemeinen führen die starken Schocks – wie die Subprimekrise – zu Verschiebungen, oder anders ausgedrückt: Strukturbrüchen. Deswegen wurden mehrere Verfahren eingesetzt, um die potentiellen strukturellen Brüche identifizieren zu können. Die angewendeten Testverfahren (wie der Chow Strukturbruchtest oder der Zivot-Andrews Test) geben keinen eindeutigen Hinweis darüber, ob es in dieser Zeitperiode (oder eben in einer anderen) zu Strukturbrüchen kam. Es kann allerdings nicht ausgeschlossen werden, dass es während der betrachteten Zeitspanne doch zu Strukturverschiebungen kam. Aufgrund dessen wurden zusätzlich Schätzungen mit Bruch-Dummys durchgeführt. Allerdings führte die Dummyeinführung entweder zu insignifikanten Schätzungen oder lieferte Ergebnisse, die deutlich auf Fehlspezifikation hingewiesen haben. Eine genauere Untersuchung dieser Problematik übersteigt den Umfang dieser Arbeit.

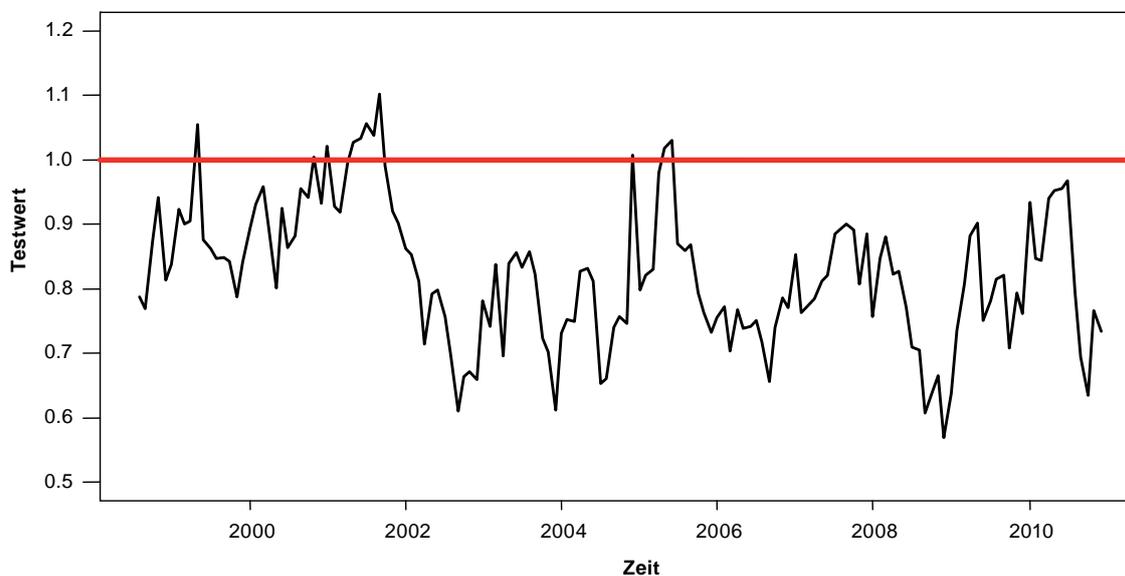
3.4 Ergebnisse aus dem Rolling-Kointegration Test

Als letzter Schritt der Analyse wird der Rolling Kointegrationstest (RKI Test) durchgeführt, welcher eine Darstellung des zeitvariierenden Integrationsgrades des multivariaten Systems ermöglicht. Dieser Test wird nur für die BIP *pro Kopf* Zeitreihen durchgeführt, da drei der fünf Inflationsraten – wie bereits gezeigt – stationär getestet wurden. Jede Substichprobe (rolling window) besteht in diesem Fall aus 60 Beobachtungen bzw. 5 Jahren. Zugefügt wird auch die Anzahl der für den RKI Test gewählten Lags.

Die Lagordnung für den RKI Test entspricht der Lagordnung des Johansen Trace Tests für die gesamte Stichprobe und wird im Einklang mit AIK bzw. Schwarz Kriterium gewählt. Dabei wird versucht, so sparsam wie möglich vorzugehen, vor allem wenn man bedenkt, wie klein jede Unterstichprobe ist. Darüber hinaus, werden die zehnpromtigen kritischen Werte für die jeweilige Hypothese mit dem Korrekturfaktor $T/(T-nq)$ angepasst um die Stichprobengröße adäquat zu berücksichtigen (vgl. Brada *et al.* (2002)). Es wird eine 10%-e Grenze unterstellt und die Ergebnisse des RKI Tests werden mit dem angepassten kritischen Wert skaliert. Somit bedeuten die Werte größer 1, dass die Nullhypothese $H_0: r \leq 0$ (bzw. $H_0: r \leq 1$ usw.) verworfen werden kann.

Mit dieser Art Analyse wird überprüft wie hoch der Grad der Interdependenz innerhalb des fünfvariaten Systems in jedem einzelnen Zeitpunkt ist. Die Lagordnung ist gleich 3 und die Testspezifikation berücksichtigt einen deterministischen unrestringierten Trend in den Zeitreihen. Das erste Testergebnis ist August 1998. Das Ergebnis ist als Messung des Kointegrationsgrades zu interpretieren, den das fünfvariate System von Juni 1993 bis August 1998 erreicht hat. Die Nullhypothese $H_0: r \leq 0$ wird für fast jede Subperiode abgelehnt und die Ergebnisse für $H_0: r \leq 1$ sind in der Abb. 6 präsentiert:

Abbildung 6 Rolling Kointegration für BIP pro Kopf Zeitreihen



Quelle: Thomas Reuters Datastream. Eigene Darstellung.

Aus der Graphik ist ersichtlich, dass die Nullhypothese $H_0 : r \leq 1$ fast immer nicht abgelehnt werden kann. Bis auf ein Paar Ausreißer – Mitte des Jahres 1999, Mitte 2000 bis Mitte 2002 und im Jahr 2005 – weist das fünfvariate System eine Kointegrationsbeziehung auf. Die Ergebnisse für die ersten zwei Subperioden können dadurch erklärt werden, dass in dieser Zeit die Maßnahmen eingeführt wurden, die engere Verflechtung in der Europäischen Union als Ziel hatten. Im 1999 wird die gemeinsame Währung, der Euro, eingeführt. Im Jahr 2000 fingen die Beitrittsvorbereitungen für die Osterweiterung und die Finanzierung entsprechender Projekte an. In der Zeit kurz vor und während der Krise geht der Verflechtungsgrad zurück.

Es wäre von besonderem Interesse die Entwicklung dieses Integrationsprozesses nach der Euro-Einführung in den jeweiligen Ländern sowie nach dem vollständigen Abklingen der Finanzkrise zu untersuchen. Die Ergebnisse des RKI Tests stehen eher im Kontrast zu dem Resultat des Johansen Trace Tests (bei dem die ganze Periode getestet wurde und zwei Kointegrationsbeziehungen gefunden wurden) und sprechen für eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung. Der RKI Test besagt, es liegen höchstens zwei langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und eine im Laufe der Zeit variierende Anzahl an stochastischen Trends vor, und zwar zwischen 3 und 5.

4 Fazit

Das Ziel dieses Artikels war, eine möglichst vielseitige Darstellung des Konvergenzprozesses in der EU zu geben. Da Konvergenz einen komplexen Vorgang darstellt, wurden in der Einleitung mehrere Fragen formuliert, um die verschiedenen Facetten dieses Begriffs zu beleuchten. Die im Laufe der Arbeit gefundenen Antworten sollen nun helfen, ein Bild über die laufenden Annäherungsprozesse – lang bis mittelfristig – zu erhalten. Nun werden die wichtigsten Ergebnisse zusammengefasst. Der Übersichtlichkeit halber werden diese Fragen noch einmal erwähnt:

- *Wie homogen ist die institutionelle Lage im heutigen Europa und inwieweit werden die formellen Konvergenzkriterien von Neumitgliedsländern erfüllt?*

Die Analyse institutioneller Gegebenheiten hat gezeigt, dass ein gewisser qualitativer Unterschied zwischen der Lage in West- und Osteuropa zu Gunsten Westeuropas vorliegt. Obwohl der institutionelle Hintergrund innerhalb der EU immer ähnlicher wird, geschieht diese Annäherung nicht dank einer Verbesserung in Osteuropa, sondern ist sie durch eine graduelle Verschlechterung in Westeuropa bedingt.

Aus drei betrachteten EU-Neumitgliedern – die Tschechische Republik, Ungarn und Polen – ist es nur Tschechien gelungen, allmähliche Fortschritte auf der institutionellen Ebene zu machen. Die Tschechische Republik ist gleichzeitig das einzige osteuropäische Land, das in der Lage ist die Mehrheit der formellen Konvergenzkriterien zu erfüllen, die in dem Vertrag von Maastricht definiert wurden. Tschechien hatte am meisten Erfolg mit der Inflationsbekämpfung, während Ungarn und Polen deutlich mehr Schwierigkeiten hatten. Keine der drei Volkswirtschaften war allerdings in der Lage, stabile Wechselkurse einzuhalten und jede Währung – Krone, Złoty und Forint – unterlag im Zeitraum 2008 – 2009 einer Abwertung. Die Unfähigkeit, die formellen Konvergenzkriterien zu erfüllen hat zu Folge, dass keine dieser Volkswirtschaften den Euro eingeführt hat und das Einführungsdatum immer weiter in die Zukunft verschoben wird.

- *Inwieweit haben die von der EU eingesetzten Maßnahmen der Integrationsbeschleunigung gedient?*

Die zahlreichen von der EU aufgelegten Programme hatten als Endziel die Beschleunigung nicht nur ökonomischer, sondern auch institutioneller Anpassung. Dementsprechend hat jedes Neumitglied umfangreiche Hilfen, auch in der Form von nicht rückzahlbaren Zuschüssen, erhalten. Die Tatsache, dass die institutionelle Qualität in Osteuropa trotz dieser Unterstützung nur marginal besser geworden ist, kann daran liegen, dass die institutionellen Veränderungen sehr viel Zeit in Anspruch nehmen. Vor allem betrifft diese Anmerkung informelle Institutionen, deswegen kann man die EU-Maßnahmen als Investition in die Zukunft betrachten.

- *Liegt Konvergenz zwischen den Gründungs- bzw. Neumitgliedern der EU vor?*

Im Laufe der Betrachtung realer Größen (BIP *pro Kopf*) wurde die Konvergenzclubhypothese für West- sowie für Osteuropa abgelehnt.

Es wurde festgestellt, dass Westeuropa (repräsentiert durch Frankreich und Deutschland) einen gemeinsamen stochastischen Trend teilt und die langfristige Gleichgewichtsbeziehung besitzt. Für Konvergenz im Sinne von Bernard und Durlauf (1995) wurde allerdings keine Bestätigung gefunden.

- *Können die osteuropäischen Länder auch dem westeuropäischen Club angehören und wie verändert sich der Verflechtungsgrad im Laufe der Zeit?*

Bei der Interaktionsuntersuchung der langfristigen Beziehungen für die zwei Clubs wurde die Hypothese einer Konvergenz abgelehnt. Kombiniert man das Ergebnis mit der Tatsache, dass Tschechien, Ungarn und Polen die Maastrichtkriterien momentan nicht erfüllen, so kann man daraus schließen, dass die Euroeinführung in diesen Ländern tatsächlich im Moment nicht erwünscht wäre.

Es wurde auch überprüft, wie der Verflechtungsgrad des ganzen fünfvariablen Systems sich im Laufe der Zeit ändert. Diese Untersuchung hat die Ergebnisse der statischen Version der Hypothese teilweise bestätigt. Die Tests haben gezeigt, dass die Anzahl an langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen für das ganze System höchstens zwei ist. Dabei wurde der höhere Integrationsgrad nur für die Zeit der EU-Eintrittsvorbereitung (Mitte 2000–2001) sowie der Euroeinführung (1999) gefunden.

- *Inwieweit sind die konjunkturellen Schwankungen innerhalb jeder Gruppe bzw. für die beiden Gruppen synchronisiert?*

Es wurde keine Synchronität der konjunkturellen Schwankungen festgestellt, weder innerhalb der jeweiligen Gruppe, noch zwischen den Gruppen.

Alle diese Ergebnisse weisen darauf hin, dass der Anpassungsprozess in der EU noch sehr viel Zeit in Anspruch nehmen wird, da die vorliegende Analyse eine große Heterogenität der institutionellen Lage sowie lang- bzw. mittelfristigen Dynamik zeigt. Es wird erwartet, dass die Ereignisse wie, z.B. die Euroeinführung in Tschechien, Ungarn und Polen die aktuelle Situation stark beeinflussen werden. Außerdem muss man auch bedenken, dass die Subprimekrise eine Auswirkung auf den Sachverhalt ausgeübt hat. Die Rolle der Krise müsste noch genauer analysiert werden, was den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde. All dies lässt zu einem Schluss kommen, dass das Thema des Konvergenzprozesses in der EU noch länger aktuell bleiben wird und in mehreren Richtungen vertieft werden kann.

Abkürzungsverzeichnis

| | |
|------------|---|
| Abb. | Abbildung |
| ADF | Augmented Dickey-Fuller Test |
| AIK | Akaike Information Kriterium |
| BIP | Bruttoinlandsprodukt |
| CECEEUR | kumulativer Börsenindex für die Tschechische Republik, Ungarn und Polen |
| Cz | die Tschechische Republik |
| Fr | Frankreich |
| Ge | Deutschland |
| Hu | Ungarn |
| IPI | Engl. Industrial Production Index |
| EU | die Europäische Union |
| ISPA | Engl. Instrument for Structural Policies for Pre-Accession |
| PHARE | Engl. Poland and Hungary: Aid for Restructuring of the Economies |
| RKI | Rolling Kointegrationstest |
| SA | Standartabweichung |
| SAPARD | Engl. Special Accession Programme for Agriculture and Rural Development |
| VAR-Modell | Vektorautoregressives Modell |
| VECM | Fehlerkorrekturmodell |
| WKM | Wechselkursmechanismus |

Literaturverzeichnis

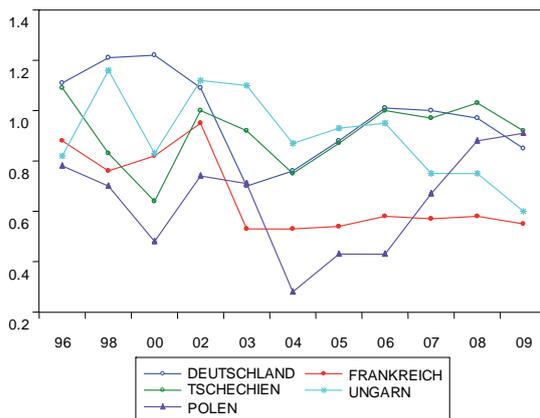
- Acemoglu, D. (2005): Politics and Economics in Weak and Strong States. NBER Working Papers 11275, verfügbar unter: <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/11275.html>. zuletzt abgerufen am 21.04.2011
- Anderson, T. (1999): Asymptotic Theory for Canonical Correlation Analysis. *Journal of Multivariate Analysis*, 70: 1–29.
- Anderson, T. (2002): Canonical Correlation Analysis and Reduced Rank Regression in Autoregressive Models. *The Annals of Statistics*, 30(4): 1134–1154.
- Bernard, A. & Durlauf, S. (1995): Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics*, 10 (2): 97–108.
- Brada, J. & Kutan, A. & Zhou, S. (2002): Real and Monetary Convergence within the European Union and Between the European Union and Candidate Countries: A Rolling Cointegration Approach. William Davidson Institute Working Paper Series 458, verfügbar unter: <http://ideas.repec.org/p/wdi/papers/2002-458.html>. zuletzt abgerufen am 30.04.2011
- Dickey, D. & FULLER, W. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366): 427–431.
- Engle, R. & Granger, C. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2): 251–276.
- Engle, R. & Kozicki, S. (1993): Testing for Common Feature. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11 (4): 369–380.
- Enders, W. (2004): *Applied Econometric Time Series – 2. Auflage* – Wiley-Verlag, New York.
- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Agenda 2000: Eine stärkere und erweiterte Union, verfügbar unter: http://europa.eu/legislation_summaries/enlargement/2004_and_2007_enlargement/160001_de.htm zuletzt abgerufen am 08.05.2011
- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Das Programm Phare, verfügbar unter: http://europa.eu/legislation_summaries/enlargement/2004_and_2007_enlargement/e50004_de.htm zuletzt abgerufen am 08.05.2011
- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Die Geschichte der Europäischen Union. 1945 – 1959. Ein friedliches Europa – die Anfänge der Zusammenarbeit, verfügbar unter: http://europa.eu/abc/history/1945-1959/index_de.htm zuletzt abgerufen am 09.05.2011
- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Die Geschichte der Europäischen Union. 2000 – heute. Ein Jahrzehnt der weiteren Ausdehnung, verfügbar unter: http://europa.eu/abc/history/2000_today/index_de.htm zuletzt abgerufen am 09.05.2011
- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Heranführungsinstrument für Landwirtschaft (SAPARD), verfügbar unter: http://europa.eu/legislation_summaries/agriculture/enlargement/160023_de.htm zuletzt abgerufen am 08.05.2011
- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Strukturpolitisches Instrument zur Vorbereitung auf den Beitritt (ISPA), verfügbar unter: http://europa.eu/legislation_summaries/enlargement/2004_and_2007_enlargement/160022_de.htm zuletzt abgerufen am 08.05.2011

- Europa: Das Portal der Europäischen Union: Vertrag über die Europäische Union. Amtsblatt Nr. C 191 vom 29. Juli 1992, verfügbar unter: <http://eur-lex.europa.eu/de/treaties/dat/11992M/html/11992M.html> zuletzt abgerufen am 08.05.2011
- European Central Bank: Convergence Report. May 2010, verfügbar unter: <http://www.ecb.int/pub/pdf/conrep/cr201005en.pdf> zuletzt abgerufen am 08.05.2011
- Eurostat: Gesamtbevölkerung am 1. Januar 2011 verfügbar unter: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&language=de&pcode=tps00001&tableSelection=1&footnotes=yes&labeling=labels&plugin=1> zuletzt abgerufen am 07.05.2011
- Johansen, S. (1995): *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models* – Oxford University Press – Velag, Oxford.
- Johansen, S. & Mosconi, R. & Nielsen, B. (2000): Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend. *Econometrics Journal*, 3: 216–249.
- Johansen, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2–3): 231–254.
- Kaufmann, D. & Kraay, A. & Mastruzzi, M. (2010): *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues*. Policy Research Working Paper Series 5430, verfügbar unter: <http://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/5430.html>. zuletzt abgerufen am 27.04.2011
- Morgenson, G. (2007): Bear Stearns Says Battered Hedge Funds Are Worth Little. *The New York Times*, verfügbar unter: http://www.nytimes.com/2007/07/18/business/18bond.html?_r=1&adxnln=1&oref=slogin&adxnlnx=1226062831-Nd0apSougUfAcRw42W+CZ. zuletzt abgerufen am 09.05.2011
- North, D. (1990): *Institutions, Institutional Change and Economic Performance* – Cambridge University Press-Verlag, Cambridge.
- Perron, P. (1989): The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6): 1361–1401.
- Phillips, P. & Perron, P. (1988): Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2): 335–346.
- The World Bank: *Worldwide Governance Indicators*, verfügbar unter: <http://info.worldbank.org/governance/wgi/index.asp> zuletzt abgerufen am 25.04.2011
- Vahid, F. & Engle, R. (1993): Common Trends and Common Cycles. *Journal of Applied Econometrics*, 8 (4): 341–360.
- Weber, E. (2007): *Regional and Ourward Economic Integration in South-East Asia*. CEPR Discussion Papers 1075, verfügbar unter: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/6136/>. zuletzt abgerufen am 21.04.2011
- Wiener Börse: *CECE Composite Index*, verfügbar unter: <http://www.indices.cc/static/cms/sites/indices/media/de/pdf/download/profiles/profil-cece.pdf> zuletzt abgerufen am 25.04.2011
- Zivot, E. & Andrews, D. (1992): Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3): 251–270.

Anhang

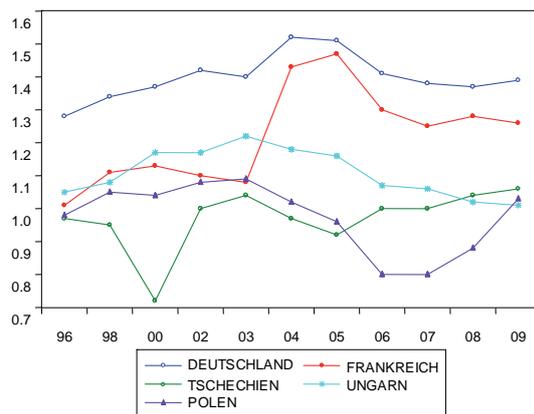
Im Abschnitt 3.2 sind die Entwicklung von Government Effectiveness und Control for Corruption Indikatoren nach Kaufmann et al. (2010) geplottet. Hier sind auch die weiteren Indikatoren dargestellt:

Abbildung A1 Political Stability



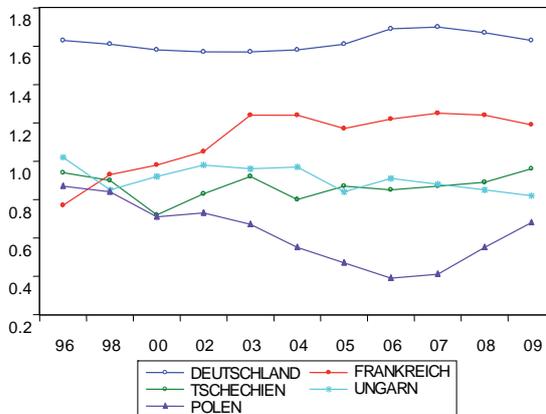
Quelle: The World Bank. Eigene Darstellung.

Abbildung A2 Voice and Accountability



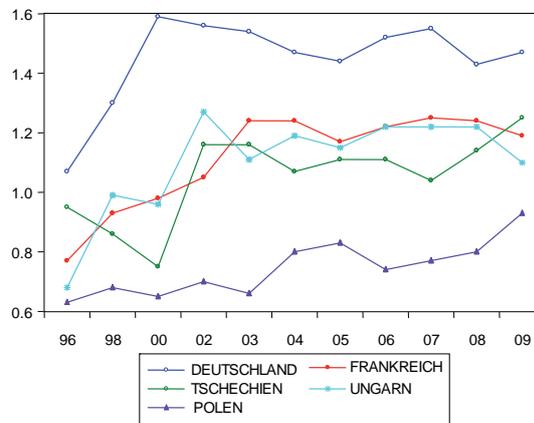
Quelle: The World Bank. Eigene Darstellung.

Abbildung A3 Rule of Law



Quelle: The World Bank. Eigene Darstellung.

Abbildung A4 Regulatory Quality



Quelle: The World Bank. Eigene Darstellung.

Aus den Abbildungen erkennt man, dass die institutionellen Unterschiede zwischen Deutschland und Frankreich einerseits und Tschechien, Ungarn und Polen andererseits sich tendenziell verkleinern, wobei die institutionelle Lage in Osteuropa sich mit der Zeit eher verbessert und in Westeuropa bleibt sie auf dem relativ gleichen Niveau oder weist eine Tendenz zu Verschlechterung auf.