

**UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE**

**FAKULTA SOCIÁLNÍCH VĚD**

**INSTITUT EKONOMICKÝCH STUDIÍ**

**DIPLOMOVÁ PRÁCE**

**Konvergence České republiky k EU**

**(v porovnání s dalšími kandidátskými státy)**

*Vypracoval:* Bc. Ctirad Slavík

*Konzultant:* PhDr. Michal Hlaváček

*Akademický rok:* 2002 - 2003

*Na tomto místě bych chtěl poděkovat PhDr. Michalu Hlaváčkovi, Mgr. Martinu Netukovi, Doc. Ing. Evženu Kočendovi, PhD. a Bc. Filipu Žikešovi za cenné připomínky, náměty a pomoc při psaní této práce. Za veškeré chyby nicméně nese zodpovědnost pouze autor.*

*Prohlašuji, že jsem diplomovou práci vypracoval sám a použil pouze uvedených pramenů a literatury.*

30. dubna 2003

---

Datum

---

Podpis autora

## **ABSTRAKT**

Regresní analýza reálné konvergence a jejího vztahu k nominální konvergenci ukazuje, že Česká republika je v obou případech odlehlým pozorováním, když vykazuje jak nižší růst, tak nižší cenovou hladinu, než by odpovídalo její úrovni reálného důchodu na hlavu podle konceptu  $\beta$ -konvergence, respektive Balassa – Samuelsonova efektu. Co se týká plnění Maastrichtských kritérií konstatujeme relativně dobrou pozici ČR s výjimkou rozpočtových deficitů. Vzhledem k existujícím apreciačním tlakům zdůrazňujeme důležitost správného nastavení centrální parity při vstupu do ERM2 a budoucího výkladu kurzového kritéria, stejně jako fakt, že účast v ERM2 by měla být omezena na minimum (tj. 2 roky). Ekonometricky testujeme konvergenci inflace za použití ADF testů stacionarity, jak pro jednotlivé časové řady, tak pro panelová data (metoda Levin, Lin). Konvergenci inflace mezi kandidátskými státy a k EU interpretujeme v první řadě jako odeznívání transformačního šoku. Ve srovnání s dřívějšími pracemi konstatujeme snižování rychlosti konvergence, což je v souladu s touto hypotézou. Konvergence inflace znamená uzavírání inflačního kanálu cenové konvergence, která v BS efektu plyne z procesu reálné konvergence.

## **ABSTRACT**

Regression analysis of real convergence and its relation to nominal convergence reveals that the Czech Republic is an outlier in both cases, growing slower and having lower prices, than it should with its level of real GDP per capita according to the concept of  $\beta$ -convergence and Balassa – Samuelson effect, respectively. As for the Maastricht criteria, we state a relatively solid performance of the Czech Republic with the exception of government deficits. Because of existing appreciation pressures, we emphasize the importance of correct central parity setting at the moment of entering the ERM2 and of future interpretation of the exchange rate criterion. We argue that participation in ERM2 should be minimized in time (2 years). We use econometric methods (ADF tests of stationarity) to test for convergence of inflation, both in a univariate time series and panel data setting (method Levin, Lin). We interpret convergence among candidate countries and towards the EU first of all on the grounds of initial transformation shock. Convergence speed has been reduced, which is in line with this hypothesis. Finally, inflation convergence means closing of the inflation differentials channel of price level convergence that in the BS effect follows from the process of real convergence.

# OBSAH

<b>OBSAH</b> .....	<b>I</b>
SEZNAM GRAFŮ.....	III
SEZNAM TABULEK.....	III
SEZNAM POUŽITÝCH ZKRATEK.....	IV
<b>1 ÚVOD</b> .....	<b>1</b>
1.1 DEFINICE KONVERGENCE.....	3
<b>2 REÁLNÁ KONVERGENCE</b> .....	<b>4</b>
2.1 TYPY REÁLNÉ KONVERGENCE.....	4
2.1.1 <i>Absolutní konvergence</i> .....	4
2.1.2 <i>Podmíněná konvergence</i> .....	4
2.1.3 <i><math>\beta</math>-konvergence</i> .....	5
2.1.4 <i><math>\sigma</math>-konvergence</i> .....	6
2.2 EMPIRICKÁ ANALÝZA REÁLNÉ KONVERGENCE.....	10
2.2.1 <i>Data</i> .....	10
2.2.2 <i>Metodologie</i> .....	11
2.2.3 <i>Empirické výsledky</i> .....	12
2.2.4 <i>Závěr</i> .....	14
<b>3 VZTAH NOMINÁLNÍ A REÁLNÉ KONVERGENCE</b> .....	<b>15</b>
3.1 ALTERNATIVNÍ KRITÉRIUM NOMINÁLNÍ KONVERGENCE.....	15
3.2 BALASSA – SAMUELSONŮV EFEKT.....	16
3.2.1 <i>Předpoklady a implikace modelu</i> .....	16
3.2.2 <i>Kritika předpokladů modelu</i> .....	18
3.3 EMPIRICKÁ ANALÝZA BALASSA – SAMUELSONOVA EFEKTU.....	20
3.3.1 <i>Statický Balassa – Samuelsonův efekt</i> .....	20
3.3.2 <i>Dynamický Balassa - Samuelsonův efekt</i> .....	24
3.3.3 <i>Závěr</i> .....	27
<b>4 NOMINÁLNÍ KONVERGENCE PODLE MAASTRICHTSKÝCH KRITÉRIÍ</b> .....	<b>29</b>
4.1 MAASTRICHTSKÁ KRITÉRIA NOMINÁLNÍ KONVERGENCE.....	29
4.1.1 <i>Definice</i> .....	29
4.1.2 <i>Diskuze smysluplnosti Maastrichtských kritérií</i> .....	30
4.1.3 <i>Konvergence v cenových hladinách a v mírách inflace</i> .....	34
4.2 EMPIRICKÁ EVIDENCE.....	35
4.2.1 <i>Fiskální kritéria</i> .....	36
4.2.2 <i>Kritérium dlouhodobých nominálních úrokových měr</i> .....	37

4.2.3	<i>Kurzové kritérium</i> .....	38
4.2.4	<i>Inflační kritérium</i> .....	45
4.2.5	<i>Závěr</i> .....	47
<b>5</b>	<b>EKONOMETRICKÁ ANALÝZA KONVERGENCE INFLACE</b> .....	<b>50</b>
5.1	JEDNODUCHÉ ADF TESTY .....	50
5.1.1	<i>Literatura</i> .....	50
5.1.2	<i>Data</i> .....	50
5.1.3	<i>Metodologie</i> .....	51
5.1.4	<i>Empirické výsledky</i> .....	55
5.1.5	<i>Závěr</i> .....	58
5.2	ADF TESTY PRO PANELOVÁ DATA .....	60
5.2.1	<i>Literatura</i> .....	60
5.2.2	<i>Data</i> .....	61
5.2.3	<i>Metodologie</i> .....	61
5.2.4	<i>Empirické výsledky testů modelů (a) pro Evropskou Unii</i> .....	67
5.2.5	<i>Empirické výsledky testů modelů (a) pro kandidátské země</i> .....	71
5.2.6	<i>Empirické výsledky testů modelů (b)</i> .....	73
5.2.7	<i>Závěr</i> .....	76
5.3	ZÁVĚR K EKONOMETRICKÉ ANALÝZE KONVERGENCE INFLACE.....	78
<b>6</b>	<b>ZÁVĚR</b> .....	<b>80</b>
	<b>LITERATURA</b> .....	<b>83</b>
	<b>DODATEK</b> .....	<b>88</b>
	<i>Konvergence inflace kandidátských zemí k průměru EMU a Německu</i> .....	88
	<i>Generátor pseudo-náhodných čísel v RATS</i> .....	89

## SEZNAM GRAFŮ

GRAF 1.: BETA VS. SIGMA KONVERGENCE .....	8
GRAF 2.: $\beta$ - KONVERGENCE V RŮZNÝCH LETECH A SKUPINÁCH ZEMÍ .....	13
GRAF 3.: STATICKÝ BALASSA – SAMUELSONŮV EFEKT PRO ZEMĚ OECD A EU + 4 KANDIDÁTSKÉ ZEMĚ .....	21
GRAF 4.: REÁLNÁ APRECIACE A RŮSTOVÝ DIFERENCIÁL, KANDIDÁTSKÉ ZEMĚ VS. EMU .....	25
GRAF 5.: SMĚNNÉ KURZY VŮČI ECU/EURU .....	40
GRAF 6.: VÝVOJ INFLACE V KANDIDÁTSKÝCH ZEMÍCH .....	55
GRAF 7.: VÝVOJ INFLACE VE STÁTECH EU, 1993 – 2002 .....	67
GRAF 8.: ROZPTYL EMU A EMU BEZ JIŽNÍHO KŘÍDLA .....	70
GRAF 9.: ROZPTYL „SOUČASNÁ PRVNÍ VLNA“ A VISEGRÁD .....	73

## SEZNAM TABULEK

TABULKA 1.: REÁLNÁ KONVERGENCE V RŮZNÝCH LETECH A SKUPINÁCH ZEMÍ .....	12
TABULKA 2.: STATICKÝ BALASSA – SAMUELSON EFEKT .....	22
TABULKA 3. : KOMPARACE VÝSLEDKŮ ANALÝZY BS EFEKTU .....	23
TABULKA 4.: KORELAČNÍ KOEFICIENTY .....	26
TABULKA 5.: PLNĚNÍ FISKÁLNÍCH KRITÉRIÍ: DEFICITY A ZADLUŽENÍ VEŘEJNÝCH ROZPOČTŮ JAKO PODÍL K HDP ..	37
TABULKA 6.: PLNĚNÍ KRITÉRIA DLOUHODOBÝCH NOMINÁLNÍCH ÚROKOVÝCH MĚR .....	38
TABULKA 7. : REŽIMY SMĚNNÝCH KURZŮ .....	40
TABULKA 8.: MAXIMÁLNÍ VÝKYVY OPROTI PRŮMĚRU SLEDOVANÉHO OBDOBÍ .....	42
TABULKA 9.: ZMĚNA PRŮMĚRNÉHO KURZU PROTI PŘEDCHOZÍMU ROKU .....	42
TABULKA 10.: PLNĚNÍ INFLAČNÍHO KRITÉRIA .....	45
TABULKA 11.: VÝSLEDKY ADF TESTŮ ČASOVÝCH ŘAD – KONVERGENCE K PRŮMĚRU EU .....	56
TABULKA 12.: ANALYZOVANÉ SKUPINY ZEMÍ EU .....	67
TABULKA 13.: VÝSLEDKY ADF TESTŮ PRO PANELOVÁ DATA – KONVERGENCE VE SKUPINÁCH ZEMÍ V EU .....	68
TABULKA 14.: ANALYZOVANÉ SKUPINY KANDIDÁTSKÝCH ZEMÍ .....	71
TABULKA 15.: VÝSLEDKY ADF TESTŮ PRO PANELOVÁ DATA – KONVERGENCE INFLACE VE SKUPINÁCH KANDIDÁTSKÝCH ZEMÍ .....	72
TABULKA 16.: MODELY S INTERCEPTEM .....	74
TABULKA 17.: MODELY BEZ INTERCEPTU .....	75
TABULKA D1.: VÝSLEDKY ADF TESTŮ ČASOVÝCH ŘAD – KONVERGENCE K PRŮMĚRU EMU .....	88
TABULKA D2.: VÝSLEDKY ADF TESTŮ ČASOVÝCH ŘAD – KONVERGENCE K NĚMECKU .....	88

## SEZNAM POUŽITÝCH ZKRATEK

ADF test	- augmented Dickey-Fullerův test	HDP	- hrubý domácí produkt
AR proces	- autoregresní proces	HU	- Maďarsko
BG	- Bulharsko	IMF	- Mezinárodní měnový fond
BS efekt	- Balassa – Samuelsonův efekt	IPS	- metoda Im, Pesaran, Shin
CEPR	- Centre for Economic Policy and Research	IT	- informační technologie
CY	- Kypr	LAT	- Lotyšsko
ČNB	- Česká národní banka	LIT	- Litva
ČR, CZ	- Česká republika	LL	- (metoda) Levin, Lin
DE, SRN	- Německo	LUC	- Lucembursko
DEM	- německá marka	MAL	- Malta
DF test	- Dickey-Fullerův test	MEX	- Mexiko
EC	- Evropská komise	MF	- Ministerstvo financí
ECB	- Evropská centrální banka	MK	- Maastrichtská kritéria
ECU	- Evropská měnová jednotka	MNB	- Maďarská národní banka
EMI	- Evropský měnový institut	NB	- národní banka
EMU	- Hospodářská a měnová unie	NBP	- Národní banka Polska
ERM	- Mechanismus směnných kurzů	NBS	- Národní banka Slovenska
ES	- Evropská společenství	OLS	- běžné nejmenší čtverce ( <i>ordinary least squares</i> )
ESP	- Španělsko	PL	- Polsko
EST	- Estonsko	PO	- Portugalsko
EU	- Evropská unie	PP test	- Philips-Perronův test
FGLS	- <i>feasible generalized least squares</i>	RO	- Rumunsko
GGDC	- <i>Groningen Growth and Development Centre</i>	SDR	- zvláštní práva čerpání ( <i>special drawing rights</i> )
GR	- Řecko	SK	- Slovensko
HCPI	- harmonizovaný index spotřebitelských cen	SL	- Slovinsko
		TUR	- Turecko

# 1 ÚVOD

Cílem této diplomové práce je analyzovat proces konvergence České republiky k Evropské unii, respektive Hospodářské a měnové unii. Jednou z důležitých otázek v jednotlivých kapitolách bude porovnání s ostatními kandidátskými státy. Vlastní analýza konvergence je pak rozdělena do čtyř kapitol. Jádrem práce tvoří ekonometrická analýza konvergence inflace (kapitola 5) a analýza konvergence podle Maastrichtských konvergenčních kritérií (kapitola 4). Jistý prostor bude věnován i konvergenci reálné (kapitola 2) a vztahu mezi reálnou a nominální konvergencí (kapitola 3).

Nejprve budeme zkoumat reálnou konvergenci ve skupině kandidátských zemí a zemí Evropské unie podle definic  $\beta$ -konvergence a  $\sigma$ -konvergence a budeme se snažit zodpovědět dvě otázky. Za prvé, je vývoj v ČR (a v daných skupinách zemí obecně) v souladu s těmito koncepty? Za druhé, jak se liší situace ČR od ostatních kandidátských zemí?

Další kapitola je věnována vztahu reálné a nominální konvergence, který je teoreticky podložen tzv. Balassa – Samuelsonovým efektem. Analyzujeme platnost jeho statické verze pro celou OECD a dále také pro Českou republiku a další kandidátské země ve vztahu k Evropské unii. Cílem této části bude opět porovnat situaci ČR s ostatními kandidátskými zeměmi. Platnost dynamické verze BS efektu je zkoumána pro sedm kandidátských zemí ve vztahu k Eurozóně. Tato analýza bude sloužit i k pojmenování faktorů, které narušují platnost BS efektu v krátkém a středně dlouhém období. Diskutujeme také důsledky, které mají výsledky této části pro proces reálné konvergence, jenž je bezpochyby hlavním cílem kandidátských zemí.

Obě tyto kapitoly a vlastně celá práce se snaží zodpovědět otázku, jak daleko Česká republika a ostatní kandidátské země v procesu konvergence k Evropské unii dospěly. Je-li dále samotný vstup do EU podmiňován poměrně vágně definovanými kritérii<sup>1</sup> ohledně dosaženého stupně reálné konvergence, je výhledové zapojení se do Eurozóny podmíněno již velmi striktně definovanými Maastrichtskými kritérii nominální konvergence. Čtvrtá kapitola se zabývá právě touto problematikou. V počátcích Hospodářské a měnové unie zvítězil názor, že spuštění EMU nemá být důvodem pro nastartování procesu konvergence mezi zeměmi, ale

---

<sup>1</sup> Tzv. Kodaňská kritéria, definovaná na zasedání Evropské rady v Kodani 1993. Ekonomické sféry se týká především druhé kritérium: fungující tržní ekonomika a schopnost čelit konkurenci v EU. Viz např. EC (2002a), s 8.



že jistá minimální úroveň konvergence bude podmínkou pro to, aby se země do EMU mohla zapojit. V tomto smyslu budeme interpretovat Maastrichtská kritéria. Budeme také diskutovat otázku, v jakém vztahu jsou k reálné konvergenci. Jádro čtvrté kapitoly pak tvoří empirická analýza toho, zda a jak která země plní Maastrichtská konvergenční kritéria, jsou-li zde patrné nějaké vztahy a zákonitosti (např. mezi plněním kurzového a inflačního kritéria). Budeme diskutovat i další otázky: jaké problémy s sebou může pro kandidátské země do budoucna nést plnění MK, či jak interpretovat výsledky této kapitoly se znalostí výsledků kapitol předcházejících? A opět, jaká je pozice ČR v pelotonu kandidátských států?

Inflační diferenciál je pro země s pevným kurzem už dnes jedinou cestou možného působení Balassa – Samuelsonova efektu. Po budoucím zapojení se do Eurozóny budou ve stejné situaci i země, které dnes uplatňují režim plovoucího směnného kurzu. Vývoj inflace v kandidátských zemích ve vztahu k Evropské Unii bude proto jakožto faktor, který do budoucna získá na významu, podrobně analyzován v kapitole 5. Pro zkoumání procesu konvergence v mírách inflace budou použity DF testy (*Dickey – Fuller test*), respektive ADF testy (*augmented Dickey – Fuller test*) stacionarity a to jak pro jednotlivé časové řady (*univariate time series*), tak pro panelová data (*panel data*). Zkoumat budeme konvergenci kandidátských zemí k Evropské unii, ale také konvergenci kandidátských zemí mezi sebou. Jako jakýsi benchmark provedeme také několik výpočtů pro země Evropské unie. Budeme se ptát po faktorech, které vedou obecně konvergenci inflace. Jak se mění jejich úloha v čase a prostoru (pro jednotlivé země a skupiny zemí)? Jak si stojí naše výsledky s výsledky jiných autorů, neboli, jak se rychlost konvergence mění v čase? Které faktory vedou k odlišnosti výsledků pro jednotlivé země (s akcentem na země Visegrádské skupiny)? Jaká je pozice ČR? Jak interpretovat výsledky analýzy panelových dat v případě že se liší od výsledků dosažených v analýze jednotlivých časových řad? A samozřejmě se budeme snažit uvést tyto výsledky do souvislosti s výsledky předchozích kapitol.

Závěr bude sloužit pro zrekapitulování dosažených výsledků, shrnutí získaných odpovědí na otázky, které byly předloženy v tomto úvodu a nastínění dalších možností výzkumu.

## 1.1 DEFINICE KONVERGENCE

Tato podkapitola bude věnována definici pojmu konvergence jako takové. Konvergence intuitivně znamená, že rozdíl mezi dvěma či více veličinami se v čase snižuje a stává se zanedbatelným – konverguje k nule. Formálně lze skutečnost, že veličina  $x$  konverguje v pravděpodobnosti ke konstantě  $c$ , zapsat tímto způsobem:  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|x_n - c| > \varepsilon) = 0$  pro každé kladné  $\varepsilon$ , nebo také  $P \lim x_n = c$ .<sup>2</sup> Výše uvedenou definici by bylo možno upravit následujícím způsobem – náhodné veličiny (dvě či více) k sobě konvergují, platí-li  $\lim_{n \rightarrow \infty} P(|x_n - y_n| > \varepsilon) = 0$ .

Jednoduše lze zkoumat proces konvergence mezi několika proměnnými v čase na základě vývoje např. směrodatné odchylky či variance. Pro dvě proměnné by to znamenalo sledovat rozdíl těchto dvou veličin. Dalším krokem by bylo ukázat zda toto měřítko konverguje anebo nekonverguje k nule. Pro dvě země by to znamenalo ukázat, zda platí tato nerovnost:

$$|y_{1,t} - y_{2,t}| > E(|y_{1,t+1} - y_{2,t+1}|) \quad (1.1)$$

Očekávání byla přidána, abychom se ex ante vyvarovali tranzitorních efektů, absolutní hodnoty bychom mohli eliminovat tím, že bychom rozlišili, je na počátku větší  $y_1$  či  $y_2$ . Ex post (při jistých „rozumných“ vlastnostech náhodných fluktuací) by tedy mělo platit:

$$|y_{1,t-1} - y_{2,t-1}| > |y_{1,t} - y_{2,t}|. \quad (1.2)$$

---

<sup>2</sup> Pro definice dalších druhů konvergence a zevrubnou diskuzi viz Greene (2003, s. 896 a dále).

## 2 REÁLNÁ KONVERGENCE

Reálnou konvergencí můžeme rozumět např. strukturální sblížování ekonomik či konvergenci používaných technologií. Nejčastěji užívaným měřítkem nicméně je reálný důchod per capita. Následující část bude věnována různým typům reálné konvergence.<sup>3</sup>

### 2.1 TYPY REÁLNÉ KONVERGENCE

#### 2.1.1 Absolutní konvergence

Absolutní konvergence vyplývající z neoklasického modelu růstu znamená, že země s nižší úrovní reálného HDP per capita<sup>4</sup> vykazují vyšší tempa růstu, aniž by toto bylo podmíněno jinými charakteristikami daných ekonomik. Tento závěr plyne z vyšších temp přibližování se ke stejnému stálému stavu pro ekonomiky, jež jsou od něj dále. V úplně jednoduchém modelu, kde technologie je konstanta (např. pro Cobb – Douglasovu produkční funkci  $Y(t) = A \cdot K(t)^\alpha \cdot L(t)^{1-\alpha}$ ) je růst důchodu na hlavu ve stálém stavu nulový a při úrovni důchodu pod tímto stálým stavem kladný, respektive záporný pro úrovně důchodu vyšší než odpovídá stálému stavu. Pro složitější model (v Solowově i Ramseyho modelu můžeme pracovat s touto produkční funkcí) s technologií rostoucí v čase, např.:

$$Y(t) = K(t)^\alpha \cdot (A(t) \cdot L(t))^{1-\alpha}, \quad (2.1)$$

se míra růstu důchodu na hlavu rovná míře růstu technologie a pod stálým stavem je vyšší, respektive nižší nad ním. Každopádně platí, že míra přibližování se stálému stavu je rostoucí funkcí rozdílu výstupu a výstupu ve stálém stavu (viz dále).

#### 2.1.2 Podmíněná konvergence

V konceptu podmíněné konvergence se opouští nerealistický předpoklad shodných stálých stavů pro různé ekonomiky. Protože ekonomiky rostou tím rychleji, čím větší je rozdíl mezi výstupem ve stálém stavu a sledovaným výstupem, je možno nalézt případy, kdy země s vyšší úrovní důchodu na hlavu rostou rychleji než země s nižší úrovní důchodu na hlavu. Konvergence je tedy podmíněná „kontrolováním“ proměnných, jež způsobují rozdílné stálé

<sup>3</sup> Definice vycházejí z Barro, Sala-i-Martin, 1995.

<sup>4</sup> Budeme sice používat termín důchod na hlavu, nicméně v neoklasických modelech se pracuje s  $L$ , což je množství práce. Ideálně bychom měli používat produkt na hodinu práce, což odpovídá produktivitě práce. V případě potřeby bude na použitou veličinu explicitně upozorněno.

stavy (míra úspor, parametry produkční funkce, vládní politiky ovlivňující polohu produkční funkce apod.).

### 2.1.3 $\beta$ -konvergence

V konceptu  $\beta$ -konvergence rostou chudší země (tedy opět země s nižším důchodem na hlavu) rychleji než země bohatší. Poněkud zjednodušeně lze  $\beta$ -konvergenci definovat následující regresní rovnicí:

$$y_{i,T} - y_{i,0} = \alpha_1 - \beta_1 \cdot y_{i,0} + \varepsilon_i, \quad (2.2)$$

kde  $i$  označuje pořadové číslo pozorování (zemi),  $0$  a  $T$  dva časové okamžiky.  $\beta$ -konvergence předpokládá kladnou hodnotu  $\beta_1$ . Mají-li dále všechny země stejný stálý stav  $\alpha_1$  a časový úsek je natolik dlouhý, aby země mohly k tomuto stálému stavu dokonvergovat, bude  $\beta_1 = 1$ . Regresní koeficient  $\beta_1$  vlastně vyjadřuje, jak velkou část rozdílu ke stálému stavu se zemím „v průměru“ podařilo eliminovat. Takto nadefinováno pochopitelně mlčky předpokládáme stálý stav s nulovým růstem na hlavu.

Lze se setkat i s touto regresní rovnicí:<sup>5</sup>

$$\frac{1}{T} \cdot \log \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha_2 - \beta_2 \cdot \log y_{i,0} + u_i, \quad (2.3)$$

kde levá strana rovnice vyjadřuje průměrný růst v období  $0$  až  $T$  ( $T$  je tedy zároveň počet období). Tento růst je opět závislý (skrže koeficient  $\beta_2$ ) na počáteční úrovni důchodu ( $y_{i,0}$ ).

Odvoďme nyní teoreticky regresní rovnici (2.3). Tato rovnice vychází z neoklasických modelů růstu (Solow, Ramsey). Rovnice přibližování stálému stavu v těchto modelech je:

$$\frac{1}{T} \cdot \log \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = x - \left( \frac{1 - e^{-\beta \cdot T}}{T} \right) \cdot \log \frac{\bar{y}_i^*}{\bar{y}_{i,0}}, \quad (2.4)$$

kde  $\bar{y}_i^*$  je rovnovážná a  $\bar{y}_{i,0}$  původní úroveň důchodu na jednotku efektivní práce v zemi  $i$  a  $y$  bez pruhu je důchod per capita. Předpokládejme, že úroveň technologie má konstantní procentuální růst ( $x$ , to je zároveň růst důchodu na hlavu ve stálém stavu, viz rovnice (2.4)) a tedy tento tvar:

$$A(t) = e^{x \cdot t} \cdot A(0).$$

Počáteční úroveň technologie  $A(0)$  je normalizována na  $1$ , což umožňuje dosadit do rovnice

<sup>5</sup> Rovnice 2.3. i 2.4 i následující diskuze převzaty z Barro, Sala-i-Martin (1995), kapitola 2 a 11. Produkční funkce by měla tvar podobný rovnici 2.1.

(2.4)  $y_{i,0}$  za  $\bar{y}_{i,0}$ . Mějme dále:

$$\alpha = x + \left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \cdot \log \bar{y}_{i,0}^*.$$

Regresní rovnice potom nabývá tohoto tvaru:

$$\frac{1}{T} \cdot \log \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha - \left( \frac{1 - e^{-\beta T}}{T} \right) \cdot \log y_{i,0} + \nu_i. \quad (2.5)$$

Je to opět rovnice se stálému stavu s přidánými náhodnými disturbancemi  $\nu_i$ . Koeficient  $\beta$  je rychlostí konvergence ke stálému stavu – o kolik procent je snížena mezera za jedno období. Průměrná rychlost růstu důchodu na hlavu (levá strana regresní rovnice) tak závisí na jeho počáteční úrovni ( $y_{i,0}$ ), či přesněji na jeho rozdílu od stálého stavu. Čím je počáteční úroveň nižší, respektive rozdíl oproti stálému stavu větší (předpokládáme, že se nacházíme pod stálým stavem), tím je růst větší. V tomto modelu je intercept  $\alpha$  funkcí rovnovážného důchodu na jednotku efektivní práce ( $\bar{y}_{i,0}^*$ ) a růstu důchodu na hlavu ve stálém stavu ( $x$ ). Jsou-li tyto dvě veličiny shodné v různých zemích, pak i intercept  $\alpha$  je shodný a jedná se o absolutní konvergenci, nejsou-li, o podmíněnou.

Rovnice (2.5) je shodná s rovnicí (2.3), umožňuje však interpretovat velikost regresního koeficientu  $\beta_2$  přepočtem na rychlost konvergence ( $\beta$ ). Nevýhodou tohoto konceptu (a podobně je tomu i  $\sigma$ -konvergence) je fakt, že analyzujeme vlastně pouze stav na začátku a na konci daného období a nevyužíváme informaci o vývoji během daného období.

#### 2.1.4 $\sigma$ -konvergence

$\sigma$ -konvergence znamená snižování míry „disperze“ důchodu na hlavu (tedy rozptylu nebo směrodatné odchylky<sup>6</sup>) mezi ekonomikami v čase. Chceme-li se vyvarovat vlivu náhodných výkyvů, které mají pouze tranzitorní vliv, mezi obdobími  $t$  a  $t + 1$ , pak  $\sigma$ -konvergenci definuje nerovnost:

$$\delta_t^2 > E[\delta_{t+1}^2]. \quad (2.6)$$

Ex post můžeme psát

$$\delta_{t-1}^2 > \delta_t^2. \quad (2.7)$$

<sup>6</sup> Vzhledem k vlastnostem těchto veličin je argumentace ekvivalentní pro obě dvě. Zde použijeme rozptyl, v následujícím tvrzení směrodatnou odchylku.

Zkoumejme nyní vztah mezi  $\sigma$ -konvergencí a definicí konvergence v úvodu. Dosadíme odhad výběrového rozptylu pro dvě země do nerovnosti (2.7) a upravíme:

$$\begin{aligned}
& \frac{(y_{1,t-1} - \bar{y}_{t-1})^2 + (y_{2,t-1} - \bar{y}_{t-1})^2}{2} > \frac{(y_{1,t} - \bar{y}_t)^2 + (y_{2,t} - \bar{y}_t)^2}{2} \\
& (y_{1,t-1} - \frac{(y_{1,t-1} + y_{2,t-1})}{2})^2 + (y_{2,t-1} - \frac{(y_{1,t-1} + y_{2,t-1})}{2})^2 > \\
& > (y_{1,t} - \frac{(y_{1,t} + y_{2,t})}{2})^2 + (y_{2,t} - \frac{(y_{1,t} + y_{2,t})}{2})^2 \\
& (\frac{y_{1,t-1} - y_{2,t-1}}{2})^2 + (\frac{y_{2,t-1} - y_{1,t-1}}{2})^2 > (\frac{y_{1,t} - y_{2,t}}{2})^2 + (\frac{y_{2,t} - y_{1,t}}{2})^2 \\
& \frac{1}{2} \cdot (y_{1,t-1} - y_{2,t-1})^2 > \frac{1}{2} \cdot (y_{1,t} - y_{2,t})^2 \\
& (y_{1,t-1} - y_{2,t-1})^2 > (y_{1,t} - y_{2,t})^2 \\
& |y_{1,t-1} - y_{2,t-1}| > |y_{1,t} - y_{2,t}| \tag{2.8}
\end{aligned}$$

Nerovnice (2.8) a tedy nerovnice (2.7) odpovídá definici konvergence (1.2) z úvodu. Přidáme-li očekávání, je zřejmé, že nerovnice (2.6) odpovídá nerovnici (1.1). Je ovšem důležité, jakým způsobem analyzujeme danou veličinu, zda předpokládáme, že je tato stochastická náhodná veličina, která sleduje nějaký proces a ten chceme postihnout (adekvátní uvažovat nerovnici (2.6)), nebo nás zajímá pouze výsledný efekt konvergence (odpovídá spíše nerovnice (2.7)). Koncept  $\sigma$ -konvergence byl původně definován pro reálný důchod, lze takto pochopitelně zkoumat i jiné proměnné. V analýze konvergence inflace ve páté kapitole budeme zkoumat, jak se chová rozptyl inflace ve skupině zemí v čase. Je dále vcelku intuitivním závěrem, že  $\sigma$ -konvergence implikuje  $\beta$ -konvergenci, ale nemusí tomu být nutně naopak.

Tvrzení:<sup>7</sup>  $\beta$ -konvergence je nutnou, ale nikoliv postačující podmínkou  $\sigma$ -konvergence (neboli  $\sigma$ -konvergence implikuje  $\beta$ -konvergenci, ale  $\beta$ -konvergence neimplikuje  $\sigma$ -konvergenci).

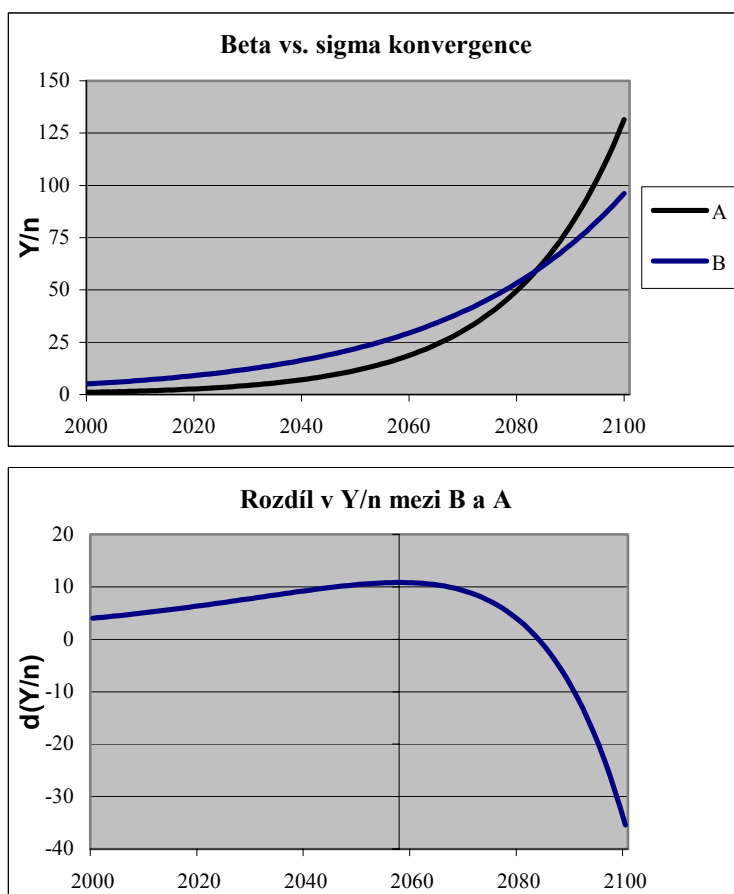
---

<sup>7</sup> Za  $\beta$ -konvergenci budeme jednoduše považovat fakt, že původně chudší země vykazuje vyšší růst. Pro rigorózní matematizovanou diskuzi, vycházející z definování  $\beta$ -konvergence rovnicí 2.5, která nicméně dospívá ke stejnému závěru, viz Barro, Sala-i-Martin (1995), s. 384. Autoři ukazují, že rozptyl důchodu na hlavu  $\delta_t^2$  mezi zeměmi se stejným stálým stavem má jistou rovnovážnou nenulovou úroveň  $\delta^2$ , závislou na rozptylu reziduí  $v_i$  z rovnice 2.5, ke které skutečný rozptyl konverguje. Zda země vykazují, respektive nevykazují  $\sigma$ -konvergenci pak závisí na tom, zda se  $\delta_t^2$  nachází nad touto rovnovážnou úrovní ( $\sigma$ -konvergence) nebo pod ní ( $\sigma$ -divergence).

Argumentace pro dvě ekonomiky: pokles výběrové směrodatné odchylky (jež je násobkem absolutního rozdílu důchodu na hlavu mezi těmito ekonomikami) si nelze představit jinak než tak, že chudší země poroste rychleji než bohatší. Na druhou stranu v případě  $\beta$ -konvergence máme několik situací. Všechny tři možné situace shrnuje Graf 1., který pro jednoduchost pracuje s konstantním procentuálním růstem produktu na hlavu (to ostatně předpokládají některé neoklasické modely růstu).

Pro ilustraci mějme následující situaci: země *A* se nachází v roce 2000 na úrovni 1 jednotky důchodu na hlavu, země *B* má důchod 5 jednotek na hlavu. Růst v chudší zemi *A* je konstantní na úrovni 5%, v zemi *B* 4%.

Graf 1.: Beta vs. sigma konvergence



1. Chudší země roste rychleji (v procentuálním vyjádření), nicméně v absolutním vyjádření se rozdíl zvětšuje a země tedy nevykazují  $\sigma$ -konvergenci. Není těžké najít dvě exponenciální funkce (konstantní procentuální růst) pro něž toto na jistém časovém

intervalu (!) platí. V našem příkladu je to situace do roku 2059, jak je patrné z druhé části obrázku. Pochopitelně, nakonec se vyšší růst prosadí.

2. Chudší země roste rychleji než bohatší země a dostihuje bohatší zemi i v absolutním vyjádření -  $\sigma$ -konvergence (chudší země bohatší zemi nepředstihuje). Náš obrázek zachycuje tuto situaci mezi rokem 2059 a průnikem obou křivek v roce 2084.
3. Původně chudší země roste rychleji a v daném časovém úseku nejenže snižuje náskok bohatší země, ale dokonce ji předstihuje a to tak, že rozdíl je nyní v absolutním vyjádření větší než na začátku. Opět nedochází k  $\sigma$ -konvergenci. Budeme-li za  $t_1$  brát nějaký okamžik před průnikem, pak tento výsledek zajistí použití některých bodů, které se nacházejí za průnikem, za  $t_2$ .

Ukázali jsme tedy, že  $\beta$ -konvergence neimplikuje  $\sigma$ -konvergenci. Zde pochopitelně předpokládáme odlišné stálé stavy (s rozdílnou mírou růstu důchodu na hlavu) nicméně by to nebylo nutné (viz poznámka pod čarou 6). Obrázek a použitá argumentace slouží jako ilustrace možných vztahů mezi  $\beta$  a  $\sigma$ -konvergencí.



## 2.2 EMPIRICKÁ ANALÝZA REÁLNÉ KONVERGENCE

Na tomto místě je třeba zmínit problémy ekonometrické analýzy reálné konvergence. Pro tranzitivní ekonomiky nemá příliš cenu se zabývat jejich konvergencí k vyspělým ekonomikám před rokem 1990, nehledě na to, že spolehlivost a kompatibilita dat před tímto rokem je více než diskutabilní.<sup>8</sup> Problémem tedy je omezenost časových řad výstupu ekonomiky – pokud by se podařilo získat srovnatelná data na čtvrtletní HDP per capita, stejně by časová řada měla jenom něco přes 40 pozorování, což je pro solidní ekonometrickou analýzu časových řad málo. Dále, od více či méně úspěšné stabilizace v transformujících se ekonomikách v první polovině devadesátých let proběhly jeden či dva hospodářské cykly, což je opět málo pro hodnověrné závěry ohledně reálné konvergence. Problematika reálné konvergence bude proto zkoumána i ve vztahu k nominální konvergenci v další kapitole. Je zjevné, že tato analýza nemůže být tak rozsáhlá jako například analýza konvergence inflace (kapitola 5), kde máme k dispozici delší časové řady. Na tomto místě provedeme analýzu  $\sigma$ -konvergence a  $\beta$ -konvergence.

### 2.2.1 Data

Data na reálný důchod per capita jsou k dispozici v databázi Univerzity v Groningenu, respektive jedné z jejích částí, Groningen Growth and Development Centre (dále GGDC, vychází převážně z dat OECD). Porovnatelnost v čase je zajištěna jejich přepočítáním na USD ve stálých cenách roku 1990 podle parity kupní síly. Budeme analyzovat pět modelů podle skupin zemí a časového období:

1. EU (bez atypických Lucemburska a Irska) a kandidátské země 1989 až 2000,
2. EU (bez Lucemburska a Irska) a kandidátské země 1992 až 2000,
3. skupinu 2 bez Rumunska a Bulharska (odlehlá pozorování),
4. EU (bez Lucemburska a Irska) a kandidátské země (z nichž jsme museli vyřadit Rumunsko, Bulharsko a Slovinsko, protože nejsou dostupná data) pro roky 1992 až 2002,

---

<sup>8</sup> Wintr (2002) přesto provedl ekonometrickou analýzu konvergence produktivit (tedy reálného důchodu na pracovníka) Československa a zemí EU pro roky 1950 – 1998.

5. širokou skupinu zemí celého světa mezi roky 1950 až 2000.<sup>9</sup>

Nedostupnost dat neumožňuje do analýzy zahrnout všech 12 kandidátských zemí. Na růst reálného HDP per capita jsou dostupná pouze pro sedm kandidátských zemí (CZ, HU, PL, SK – do roku 2002, BG, RO, SL – pouze do roku 2000). Tato data budou použita v analýze skupin 1. a 2. Rok 1992 jako základní rok pro skupinu 2. byl vybrán proto, že většina kandidátských zemí v tomto roce dosáhla dna transformační recese a začala vykazovat hospodářský růst. Porovnáme výsledky modelů 1., 2. a 3. Skupina 4. je kontrolní.

### 2.2.2 Metodologie

Co se týče  $\beta$ -konvergence budeme odhadovat upravenou rovnicí 2.3. Záporný koeficient  $\beta_2$  indikuje  $\beta$ -konvergenci s tím, že čím je v absolutní hodnotě větší, tím rychlejší je konvergence.

$$\frac{1}{T} \cdot \log \left( \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha_2 + \beta_2 \cdot \log y_{i,0} + u_i,$$

Vývoj rozptylu reálného důchodu na hlavu v čase ( $\sigma$ -konvergence) budeme analyzovat pomocí F-testu. Za platnosti nulové hypotézy má statistika  $\frac{s_s^2}{s_t^2}$ , kde  $s^2$  je výběrovým odhadem rozptylu reálného HDP per capita a dolní indexy  $t$  a  $s$  označují okamžik v čase, F-rozdělení, se stupni volnosti podle počtů pozorování v jednotlivých vzorcích (v čitateli, respektive ve jmenovateli) sníženými o jednu. Vzhledem k tomu, že ve všech sledovaných skupinách odhad rozptylu nepřetržitě roste v čase, dosadíme do čitatele odhad rozptylu v posledním sledovaném období, do jmenovatele v prvním. Tak se nám podaří zjistit, zda variance signifikantně vzrostla. Určíme, zda je na dané hladině významnosti možné zamítnout nulovou hypotézu shodných variancí ve prospěch alternativní jednostranné hypotézy nižší variance na začátku sledovaného období oproti konci ( $\sigma$ -divergence).

---

<sup>9</sup> Argentina, Austrálie, Bangladéš, Barma, Belgie, Brazílie, Bulharsko, Československo, Čína, Dánsko, Egypt, Etiopie, Filipíny, Finsko, Francie, Ghana, Hong Kong, Chile, Indie, Indonésie, Irák, Írán, Irsko, Itálie, Izrael, Japonsko, Jemen, Jižní Afrika, Jižní Korea, Jordánsko, Jugoslávie, Kanada, Keňa, Kolumbie, Maďarsko, Malajsie, Maroko, Mexiko, Nigérie, Nizozemí, Norsko, Nový Zéland, Pákistán, Peru, Pobřeží slonoviny, Polsko, Portugalsko, Rakousko, Rumunsko, Řecko, Saúdská Arábie, Singapur, Sovětský svaz, Spojené arabské emiráty, Srí Lanka, Sýrie, Španělsko, Švýcarsko, Taiwan, Tanzanie, Thajsko, Turecko, USA, Velká Británie, Venezuela.

### 2.2.3 Empirické výsledky

Regresní rovnice byla odhadnuta metodou nejmenších čtverců, pro odhad rozptylu byla použita Whiteova metoda konzistentní vůči heteroskedasticitě. Výsledky shrnuje Tabulka 1.

Tabulka 1.: Reálná konvergence v různých letech a skupinách zemí

Model	Počet zemí	$\alpha_2$	P-hodnota	$\beta_2$	P-hodnota	$R^2$	F-stat.	$\beta$
1	20	-0.1789	0.0739	0.0198	0.0533	35.58%	1.86	-2.23%
2	20	0.0657	0.3671	-0.0045	0.5497	4.49%	1.30	0.44%
3	18	0.2070	0.0000	-0.0187	0.0001	55.87%	1.17	1.74%
4	17	0.1991	0.0000	-0.0182	0.0000	72.85%	1.18	1.67%
5	66	0.0051	0.2944	-0.0002	0.7413	0.15%	8.10*	0.02%

Pramen: autorské výpočty z dat GGDC.

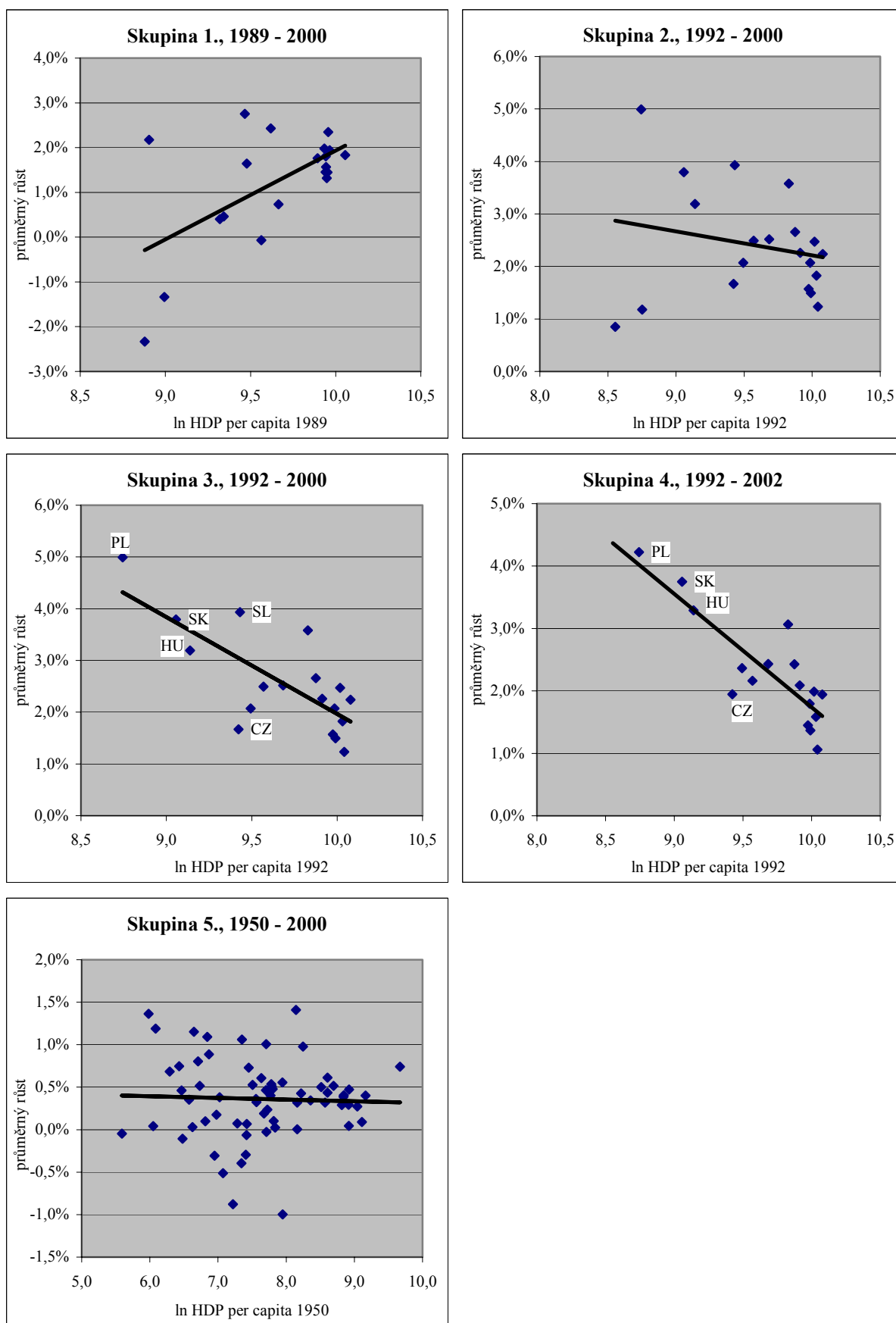
\* Nulovou hypotézu shodných rozptylů zamítáme na 1% hladině významnosti.

Čtvrtý a šestý sloupec – pravděpodobnost nulové hypotézy (koeficient = 0).  $\beta_2$  je koeficient z regresní rovnice 2.3,  $\beta$  je dopočítaná rychlost konvergence z rovnice 2.5, kolik procent mezery je „dohnáno“ za jeden rok.

Podle F-statistiky nelze zamítnout nulovou hypotézu shodných rozptylů pro skupiny 1., 2., 3., a 4. zatímco pro skupinu 5. rozptyl signifikantně roste ( $\sigma$ -divergence). Ve skupině zemí EU a sedmi kandidátských států lze prokázat spíše  $\beta$ -divergenci v letech 1989 – 2000 (skupina 1.,  $\beta_2$  kladné a bezmála signifikantní na 5% hladině významnosti). V letech 1992 – 2000 (skupina 2.) se trend obrací. Koeficient  $\beta_2$  sice není ještě statisticky významný, ale má již „správné“ znaménko – je záporný, což odpovídá  $\beta$ -konvergenci. Vyřadíme-li atypické Bulharsko a Rumunsko (model 3.), je již koeficient statisticky významný a i  $R^2$  poměrně vysoké. V této skupině již tedy lze hovořit o  $\beta$ -konvergenci. Vyřadíme-li dále Slovinsko (nemáme data pro rok 2002), můžeme analýzu rozšířit na až do roku 2002. Koeficient  $\beta_2$  zůstává přibližně stejný, ale výrazně se zvyšuje koeficient determinace. Ve skupinách 3. a 4. dostáváme také výsledný koeficient rychlosti konvergence  $\beta$  blízký tomu, který udávají Barro, Sala-i-Martin (1995) pro dlouhodobou konvergenci mezi jednotlivými státy USA – 2%. Pro širokou skupinu 66 států je koeficient  $\beta_2$  (a tedy i  $\beta$ ) ještě bližší nule než pro skupinu 2. a méně statisticky významný. Špatná specifikace modelu se projevuje i v extrémně nízkém  $R^2$ .

Z Grafu 2. je patrná ještě jedna věc. Česká republika leží výrazně ve všech případech pod regresními přímkami, její úroveň důchodu by odpovídal vyšší průměrný růst (v modelu 3. 3.1%, v modelu 4. 2.8%) než jaký ve skutečnosti vykazuje (1.7%, respektive 1.9%). Vzdálenost od regresní křivky se tedy v posledních letech snižuje a ČR vykazuje vyšší růst než v minulosti.

Graf 2.:  $\beta$  - konvergence v různých letech a skupinách zemí



Pramen: autorské výpočty z dat GGDC.

#### 2.2.4 Závěr

V široce definované skupině zemí celého světa se nepodařilo prokázat  $\beta$ -konvergenci. Je to logické, v modelu jsme implicitně předpokládali shodné stáje stavy a další strukturální charakteristiky ekonomik (shodné rychlosti konvergence) – testovali jsme absolutní konvergenci. Jistě nelze očekávat, že tomu tak je v této rozsáhlé skupině. Bylo by nutné tyto odlišné charakteristiky zohlednit v regresní rovnici (podmíněná konvergence). Dokonce se podařilo prokázat  $\sigma$ -divergenci v této skupině zemí.

V užší skupině zemí EU a kandidátských zemí střední a východní Evropy se mezi léty 1989 a 2000 jedná spíše o  $\beta$ -divergenci.  $\beta$ -konvergenci se podařilo prokázat po vyřazení Bulharska a Rumunska z této skupiny pro období 1992 – 2000. Důvodem je především to, že tyto ekonomiky (tedy CZ, HU, PL, SK, SL) vykazují zcela určitě nejvyšší stupeň příbuznosti s EU. Výsledky lze interpretovat i tak, že v prvních letech transformace (1989 – 1992) došlo v analyzovaných pěti zemích k radikálním strukturálním změnám, které měly za následek výraznou změnu stálého stavu, který se přiblížil ke stálému stavu EU. K tomuto stálému stavu země od roku 1992 konvergují (prokázaná rychlost konvergence je konzistentní s výsledky jiných autorů), přičemž je pravděpodobné, že proces sbližování stálých stavů s EU pokračuje, ač nižším tempem (další strukturální změny v dalším průběhu transformace). V případě Rumunska a Bulharska zjevně k podobné změně stálého stavu nedošlo. Rozptýl reálných důchodů ve všech skupinách stoupá,  $\sigma$ -divergenci se však nepodařilo statisticky potvrdit. Přesto naše výpočty potvrzují závěr ohledně vztahu  $\beta$ -konvergence a  $\sigma$ -konvergence ( $\beta$ -konvergence jako nutná, nikoliv však postačující podmínka  $\sigma$ -konvergence).

Ačkoliv nemáme k dispozici hodnověrná data na reálný důchod (růst) v ostatních kandidátských ekonomikách (Estonsko, Kypr, Litva, Lotyšsko, Malta), již konečné rozřazení zemí do skupin podle data budoucího vstupu Evropskou Komisí dává jasný signál, že tyto země se spíš řadí po bok „konvergující“ pěti zemí střední Evropy, než Bulharsku a Rumunsku, které nevstoupí do EU příští rok.

### 3 VZTAH NOMINÁLNÍ A REÁLNÉ KONVERGENCE

Zkoumejme nyní za pomoci jednoduchého modelu vztah mezi nominální a reálnou konvergencí. Nejprve ale nadefinujeme kritérium nominální konvergence, které je alternativním a v jistém smyslu dokonce kontradiktorní k Maastrichtskému inflačnímu kritériu (viz kapitola 4.1).

#### 3.1 ALTERNATIVNÍ KRITÉRIUM NOMINÁLNÍ KONVERGENCE

Nominální konvergence označuje konvergenci v nominálních veličinách. V poslední době se pojem nominální konvergence ztotožňuje s tzv. Maastrichtskými kritérii nominální konvergence. Budeme jim věnovat náležitou pozornost, nicméně je důležité si uvědomit, že to nejsou jediné možné způsoby, jak přistupovat k nominální konvergenci.

Alternativním měřítkem nominální konvergence k Maastrichtským konvergenčním kritériím je konvergence cenových hladin. Konvergence v cenové hladině je dokonalá, pokud jsou cenové indexy pro shodné spotřební koše ve dvou zemích, vyjádřené v jedné měně, shodné.<sup>10</sup> Konvergence v cenách, jako jakýsi další stupeň, by dále vyžadovala, aby ceny všech statků byly shodné, což je postačující, nikoliv však nutná podmínka pro rovnost cenových indexů. Neboli platí:  $P_i^1 = P_i^2 \Rightarrow \sum_{i=1}^n w_i \cdot P_i^1 = \sum_{i=1}^n w_i \cdot P_i^2$ , kde  $P$  je cena statku,  $w$  váha statku ve spotřebním koši, horní index označuje zemi a dolní index statek. (Proces konvergence jako takový lze pochopitelně opět chápat jako snižování rozdílů mezi cenovými indexy, resp. cenami.) Konvergence v cenách má „přesah“ do reálné konvergence, jak uvidíme v následující podkapitole.

<sup>10</sup> Problémem v mezinárodních srovnáních cenových hladin samozřejmě může být i to, že se spotřební koše v různých zemích liší.

## 3.2 BALASSA – SAMUELSONŮV EFEKT

### 3.2.1 Předpoklady a implikace modelu<sup>11</sup>

1. Země vyrábí dva druhy statků – obchodovatelné („tradables“ – značíme  $T$ ) a neobchodovatelné („non-tradables“ – značíme  $N$ ). Cena obchodovatelných je určena světovou cenou  $P_T = P_T^*$ , kde \* označuje světovou nebo zahraniční cenu. V jednotkách domácí měny je cena obchodovatelných statků normalizována na 1. Ceny neobchodovatelných statků se v různých zemích rovnat nemusí:  $P_N \neq P_N^*$ .
2. Produkce v sektoru obchodovatelných i neobchodovatelných statků je určena množstvím práce ( $L$ ) a její produktivitou ( $A$ ):  $Y_T = L_T \cdot A_T$  a  $Y_N = L_N \cdot A_N$ . Celkové množství práce:  $L = L_T + L_N$ .
3. Práce je dokonale mobilní mezi sektory uvnitř země, ale imobilní mezi zeměmi, mzdy mezi sektory v jedné zemi se rovnají:  $W_T = W_N = W$ .

4. Mzda je určena produktivitou práce a cenou:  $W_N = \frac{dY_N}{dL_N} \cdot P_N = A_N \cdot P_N$ ,

$$W_T = \frac{dY_T}{dL_T} \cdot P_T = A_T \cdot 1 = A_T. \text{ Z předpokladu 3. dále plyne: } P_N = \frac{A_T}{A_N}.$$

5. Cenový index je geometrickým průměrem cen obchodovatelných a neobchodovatelných statků, přičemž váhami jsou podíly na spotřebě ( $\gamma$  pro obchodovatelné,  $(1 - \gamma)$  pro

$$\text{neobchodovatelné): } P = P_T^\gamma \cdot P_N^{1-\gamma} = P_N^{1-\gamma} = \left( \frac{A_T}{A_N} \right)^{1-\gamma} \Leftrightarrow A_T = A_N \cdot P^{1-\gamma}$$

Za daných podmínek lze snadno spočítat nominální HDP:

$$Y_{nom} = Y_T \cdot P_T + Y_N \cdot P_N = L_T \cdot A_T \cdot P_T + L_N \cdot A_N \cdot P_N = L_T \cdot A_T + L_N \cdot A_T = L \cdot A_T,$$

Kde jsme využili bodů 1, 2 a závěru bodu 4. Nominální důchod per capita pak je:

$$y_{nom} = \frac{Y_{nom}}{L} = A_T.$$

Reálný HDP per capita je:

<sup>11</sup> U vzniku této teorie byly dva články, které publikovali nezávisle na sobě B. Balassa (1964) a P. A. Samuelson (1964). Ani v jednom článku není argumentace úplně stejná, zde pouze ilustrujeme logiku této teorie za použití jednoduchého verze modelu.

$$y_{real} = \frac{y_{nom}}{P} = \frac{A_T}{P}.$$

Dosaďme za  $A_T$  z předpokladu 5:

$$y_{real} = \frac{y_{nom}}{P} = \frac{A_N \cdot P^{\frac{1}{1-\gamma}}}{P} = A_N \cdot P^{\frac{\gamma}{1-\gamma}}.$$

Což je ekvivalentní s:

$$P = \left( \frac{y_{real}}{A_N} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}. \quad (3.1)$$

Podařilo se nám tedy ukázat vztah mezi nominální veličinou (cenová hladina) a reálnou veličinou (reálný důchod) per capita. V tomto modelu roste cenová hladina s růstem reálného důchodu, který je generován růstem produktivity v sektoru obchodovatelných statků. Očekávali bychom tedy, že země s vyšším důchodem budou vykazovat vyšší cenovou hladinu než země s nižším důchodem per capita.

Zlogaritmuje a uvědomme si, že všechny tyto veličiny se vyvíjejí v čase (předpokládáme pro jednoduchost v čase konstantní podíl obchodovatelných a neobchodovatelných statků ve spotřebním koši):

$$\log(P(t)) = \frac{1-\gamma}{\gamma} \cdot [\log(y_{real}(t)) - \log(A_N(t))].$$

Zderivujeme podle času:

$$\frac{\frac{dP(t)}{dt}}{P(t)} = \frac{1-\gamma}{\gamma} \cdot \left[ \frac{\frac{dy_{real}(t)}{dt}}{y_{real}(t)} - \frac{dA_N(t)}{A_N} \right] \Leftrightarrow \pi(t) = \frac{1-\gamma}{\gamma} \cdot [g(t) - d\% A_N(t)]$$

kde  $\pi(t)$  je inflace a  $g(t)$  procentuální změna reálného důchodu na hlavu v čase  $t$ . Poslední člen vyjadřuje procentuální změnu produktivity práce v sektoru neobchodovatelných statků. Pokud se nemění  $A_N$ , je inflace lineární funkcí růstu HDP na hlavu.

Rovnice (3.1) pro zahraničí vypadá následovně (předpokládejme pro jednoduchost stejnou strukturu spotřeby, tedy  $\gamma^* = \gamma$ ):

$$P^* \cdot e = \left( \frac{y_{real}^*}{A_N^*} \right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}, \quad (3.2)$$

$e$  je nominální kurz, vyjádřený ve tvaru (domácí měna/zahraněční). Intuitivně lze toto vysvětlit přepočítáním na společnou (domácí) měnu, ve které jsme definovali a počítali. Ke stejnému výsledku dojdeme, vyjádříme-li z předpokladu 1. cenu obchodovatelného zboží



v zahraniční měně:  $P_T^* = \frac{1}{e}$ . Vydělíme-li rovnici 3.1 rovnicí 3.2, dostáváme:

$$\frac{P}{P^* \cdot e} = \frac{\left(\frac{y_{real}}{A_N}\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}}{\left(\frac{y_{real}^*}{A_N^*}\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}}} = \left(\frac{y_{real}}{y_{real}^*} \cdot \frac{A_N^*}{A_N}\right)^{\frac{1-\gamma}{\gamma}},$$

zlogaritmuje a derivuje podle času:

$$\pi(t) - \pi^*(t) - \varepsilon(t) = \frac{1-\gamma}{\gamma} \cdot \left\{ [g(t) - g^*(t)] + [d^{\%} A_N^*(t) - d^{\%} A_N(t)] \right\}. \quad (3.3)$$

$\varepsilon(t)$  označuje procentuální změnu nominálního směnného kurzu, depreciaci kladné hodnoty, apreciaci záporné. Je empiricky prokázáno, že rozdíly v produktivitě jsou výrazně nižší v sektoru neobchodovatelných statků – holič oholí stejné množství lidí v Jakartě jako v New Yorku. Při stejné produktivitě práce v sektoru neobchodovatelných statků či služeb doma a v zahraničí, se rovnice (3.3) zjednoduší na:

$$\pi(t) - \pi^*(t) - \varepsilon(t) = \frac{1-\gamma}{\gamma} \cdot [g(t) - g^*(t)]. \quad (3.4)$$

Tato rovnice pro daný parametr  $\gamma$  určuje vývoj reálného kurzu (levá strana rovnice) v závislosti na diferenciálu růstu reálného důchodu. Má-li země vykazovat vyšší růst než zahraničí, promítne se to do reálné apreciaci, která má dva kanály: inflační diferenciál nebo nominální apreciaci. Velikost reálné apreciaci v závislosti na vyšším domácím růstu je zjevně závislá na velikosti parametru  $\gamma$ . Pro speciální případ  $\gamma = 0.5$ , máme:

$$\pi(t) - \pi^*(t) - \varepsilon(t) = g(t) - g^*(t).$$

Podařilo se nám tedy teoreticky podložit, že by měl existovat vztah mezi cenovou hladinou a reálným důchodem. Dříve, než se pustíme do empirické analýzy platnosti tohoto vztahu, diskutujeme relevanci použitých předpokladů. Tato diskuze předznamená i případné nesrovnalosti ve výsledcích.

### 3.2.2 Kritika předpokladů modelu

1. Statky není možné úplně striktně rozdělit na obchodovatelné a neobchodovatelné, tato ne zcela jasná hranice se navíc v čase mění (např. se změnou přepravních nákladů). Pro diskuzi viz např. Skořepa (1999).
2. Sporný je předpoklad dokonalé mobility práce mezi sektory. Ve specializovaných oborech si pracovníci vytvářejí a uplatňují specifické znalosti, které tvoří jistou bariéru pro mobilitu

mezi sektory. Ani mzdy proto nejsou stejné v různých sektorech. Na druhou stranu je zde předpoklad nulové mobility práce mezi zeměmi, který je také příliš restriktivní. Navíc chybí explicitně formulovaná mobilita kapitálu v situaci, kdy konvergenci produktivit si lze představit např. transferem kapitálu z rozvinutých zemí do těch méně rozvinutých.

3. V argumentaci byl model zjednodušen předpokladem stejné produktivity v sektoru neobchodovatelných statků v jednotlivých zemích. Učebnicový příklad holiče je zřejmě adekvátní, nicméně sektor neobchodovatelných statků zdaleka není homogenní. Vysoce specializované služby například v IT sektoru jsou v principu neobchodovatelné, přesto zde zcela jistě existuje značný rozdíl mezi produktivitou v jednotlivých zemích, která také není konstantní a v čase roste. Dynamika růstu produktivity v těchto odvětvích je dokonce možná vyšší než v sektoru tradičních obchodovatelných statků. Tuto situaci by bylo možno modelovat rozdělením sektoru neobchodovatelného zboží na dvě podskupiny.
4. Realitě plně neodpovídá ani předpoklad shodného poměru obchodovatelných a neobchodovatelných statků ve spotřebním koši jednotlivých zemí. Obvykle se má za to, že v rozvinutějších zemích je větší podíl neobchodovatelných statků (vyšší podíl služeb na HDP).

### 3.3 EMPIRICKÁ ANALÝZA BALASSA – SAMUELSONOVA EFEKTU

Empirické testování tohoto vztahu je v ekonomické literatuře pro různé skupiny zemí poměrně úspěšně prováděno. Z české literatury jmenuje alespoň práce Čihák, Holub (2000a) či Janáčková (2000). Obě práce konstatují fakt, že Česká republika ležela v roce 1996 (Janáčková) i 1999 (Čihák, Holub) dokonce pod regresní křivkou, tj. cenová úroveň je v ČR ještě nižší, než by odpovídalo jejímu reálnému HDP. Vztah mezi těmito veličinami však dokazují přesvědčivě.<sup>12</sup>

#### 3.3.1 Statický Balassa – Samuelsonův efekt

Použita budou data pro rok 2001 z OECD (2002), OECD (2003). Reálný HDP je HDP v paritě kupní síly, přičemž parita kupní síly je odhadována extrapolací z výsledků mezinárodního srovnání pro rok 1999. Stejným způsobem jsou vypočítány i srovnatelné cenové hladiny – poměrné ceny. Poměrné ceny jsou použity proto, že pro ověřování Balassa – Samuelsonova efektu musíme mít cenové hladiny ve stejných jednotkách pro jednotlivé země (v modelovém příkladě je to cena obchodovatelného zboží, zde cenová hladina v referenční zemi). I reálný důchod je měřen poměrem k referenční zemi, kterou jsou USA. Tato data jsou dostupná pro členské státy OECD, z kandidátských zemí tedy bohužel pouze pro Českou republiku, Maďarsko, Polsko a Slovensko.<sup>13</sup> Tento výpočet nám bude spíše sloužit k obecnějšímu prokázání Balassa – Samuelsonova efektu, který využijeme v další argumentaci.

Pro testování tohoto vztahu na příkladu kandidátských zemí a EU použijeme nejprve upravenou (zlogaritmovanou) verzi rovnice 3.1. Malé  $p$  je relativní cenová hladina. Tj.:

$$\ln p = \frac{\gamma - 1}{\gamma} A_N + \frac{1 - \gamma}{\gamma} \ln y_{real}.$$

Budeme tedy odhadovat lineární regresní model:

$$\ln p^i = \beta_1 + \beta_2 \ln y_{real}^i + \varepsilon^i,$$

kde index  $i$  označuje pořadové číslo pozorování, tedy zemi, v daném časovém okamžiku.

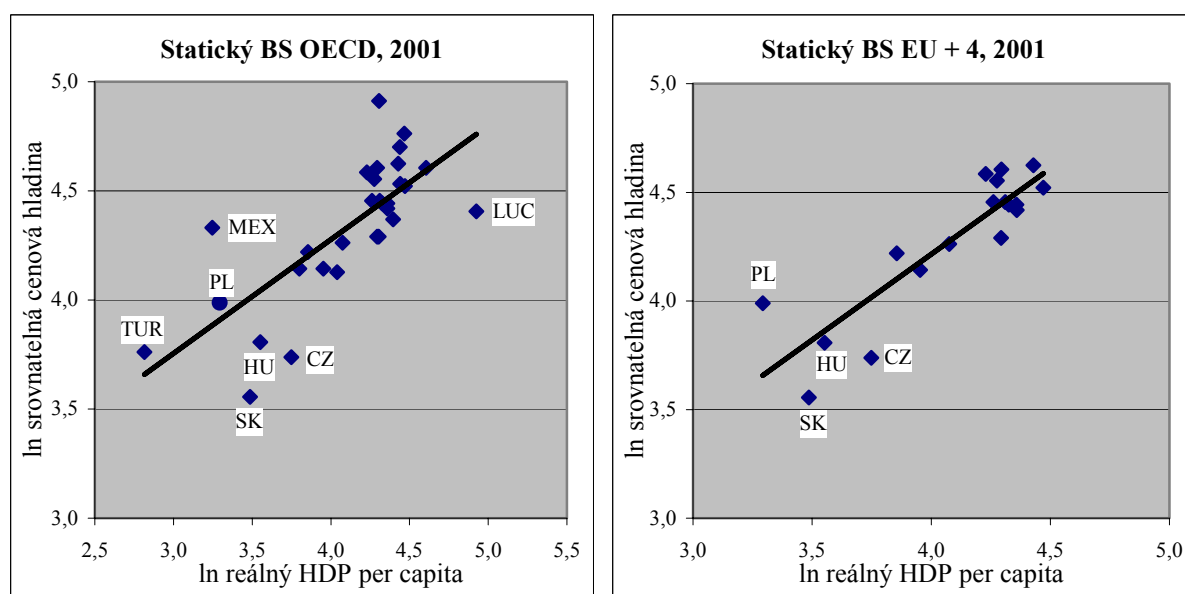
<sup>12</sup> V regresní rovnici, podobné rovnici (3.4) mají Čihák a Holub  $R^2$  větší než 90%.

<sup>13</sup> Tedy: Kanada, Mexiko, USA, Japonsko, Korea, Nový Zéland, Austrálie, Rakousko, Belgie, Česká republika, Dánsko, Finsko, Francie, Německo, Řecko, Maďarsko, Island, Irsko, Itálie, Lucembursko, Nizozemí, Norsko, Polsko, Portugalsko, Slovensko, Španělsko, Švédsko, Švýcarsko, Turecko, Velká Británie.

Poměrná cenová hladina je  $p^i = \frac{P^i}{P^{USA}}$  a reálný důchod  $y_{real}^i = \frac{y_{real,PPP}^i}{y_{real,PPP}^{USA}}$ . První část

Grafu 3. zachycuje situaci pro všech 30 zemí OECD a druhá část pro země EU (jako odlehle pozorování bylo vyřazeno Lucembursko) a čtyři kandidátské státy.

Graf 3.: Statický Balassa – Samuelsonův efekt pro země OECD a EU + 4 kandidátské země



Pramen: autorské výpočty z dat OECD.

Celkově tento graf indikuje kladný vztah mezi cenovou hladinou a reálným důchodem. To znamená, že porušení předpokladů modelu, které jsme diskutovali v kapitole 3.2.2, není zásadního charakteru.<sup>14</sup> Je to logické, protože v analýze jsou zahrnuty státy na přibližně stejné úrovni rozvoje (OECD sdružuje nejrozvinutější státy světa), které mají relativně podobnou strukturu ekonomik a jsou provázány řadou ekonomických (např. obchodních) vazeb. Je pravděpodobné, že rozdíly produktivit v neobchodovatelném sektoru (bod 3) a rozdíly ve struktuře spotřebních košů (bod 4) budou pro tyto vzorky menší než v širších skupinách zemí. I struktura mezd (bod 2) bude zřejmě podobnější. Tuto argumentaci podporuje i pohled na čtveřici kandidátských zemí v porovnání s Mexikem a Tureckem. Tyto země jsou od sebe geograficky poměrně vzdáleny, struktura jejich hospodářství zřejmě také není příliš podobná. Proto v této skupině šesti zemí tendenci bohatších zemí mít vyšší cenovou hladinu nepozorujeme (další argumentace viz dále). Samotná skupina zemí Visegrádu vykazuje poměrně vysoký rozptyl v cenových hladinách, který není odůvodněný z hlediska BS efektu

<sup>14</sup> Jinou možností by bylo, kdyby narušení předpokladů působila proti sobě, navzájem by se kompenzovala.

(země jsou poměrně daleko od regresních křivek). Tento fakt bychom mohli zřejmě nejlépe vysvětlit odlišnými preferencemi ohledně vývoje směnného kurzu a protiinflační politiky a především také rozdílným průběhem deregulací v jednotlivých transformačních zemích. Výsledky regresní analýzy, provedené metodou nejmenších čtverců ukazuje Tabulka 2.

Tabulka 2.: Statický Balassa – Samuelson efekt

Model	Počet zemí	$\beta_1$	prob.	$\beta_2$	Prob.	$R^2$
OECD	30	2.1869	0.0000	0.5224	0.0000	56.21%
EU + 4	18	1.0563	0.1451	0.7897	0.0002	77.39%

Pramen: autorské výpočty z dat OECD.

Čtvrtý a šestý sloupec – pravděpodobnost nulové hypotézy (koeficient = 0).

Tabulka 2. naznačuje těsnější vztah mezi cenovou hladinou a reálným důchodem (vyšší koeficient  $\beta_2$ ) pro skupinu EU a čtyř kandidátských zemí. Působí jistě faktor větší strukturální podobnosti diskutovaný výše. Tuto skutečnost nicméně není na místě přeceňovat – zvýšení koeficientu dosáhneme, odstraníme-li několik málo odlehlých pozorování: Lucembursko (velmi vysoký reálný důchod), Turecko (velmi nízký reálný důchod), Mexiko (vysoká cenová hladina na poměrně nízký důchod). Příklad Mexika by mohl být zaviněn jeho vyšší „cenovou integrací“ se Spojenými státy, než je tomu v případě střeoevropských zemí a EU. Nižší koeficient  $\beta_2$  v první regresi by mohla vysvětlovat např. i vyšší  $\gamma$  – vyšší podíl obchodovatelných statků pro země OECD v porovnání se skupinou EU + 4, což ale není příliš pravděpodobné. Model pro EU a kandidátské země je však i lépe specifikovaný (vyšší  $R^2$ ), to je však pro menší množství pozorování, kdy jsme programově vyřadili odlehlá pozorování, logické.

Známým faktem, který potvrzuje naše analýza, je nižší cenová úroveň v ČR, než by odpovídalo její úrovni reálného důchodu, neboli ČR leží pod regresní přímkou. Stejná je i situace Slovenska. Dosadíme-li do regresní rovnice hodnotu České republiky pro reálný HDP, zjistíme, že by mu měla odpovídat cenová hladina na 55.5% úrovně USA, zatímco ve skutečnosti je to pouze 42%. Rozdíl tedy činí 13.5%.

Srovnání s obdobnou regresní analýzou - Čihák, Holub (2000a) (autoři však zahrnují všechny evropské země OECD kromě Lucemburska a navíc Slovinsko a Rusko) nabízí Tabulka 3. Naše výsledky byly přepočítány na poměr k SRN, pro možnost porovnání.

Tabulka 3. : Komparace výsledků analýzy BS efektu

	1999*	2001
<i>p</i> (k SRN)	36%	49%
<i>y</i> (k SRN)	55%	56%
vzdálenost od regresní přímky	19%	16%

Pramen: autorské výpočty z dat OECD. \* Vlastní výpočty z práce Čihák, Holub (2000a).

Ačkoliv se v těchto dvou letech takřka nezměnil poměr českého a německého reálného HDP, cenová hladina stoupla o více než 10%. Jistě klíčová byla úloha kurzové apreciacie v letech 2000 a 2001. V kapitole 4.2.3 konstatujeme průměrnou nominální apreciaci přibližně 5% v obou těchto letech v porovnání s rokem předcházejícím. Spolupůsobit může nárůst kvality, který výrobcům umožňuje prodávat za vyšší ceny (ať v zahraničí nebo doma), ale neprojevuje se adekvátně v měřeném reálném HDP, ale i další faktory. Pro zevrubnou diskuzi problematiky nízké cenové úrovně ČR viz např. ČNB (2000), Janáčková (2000), Skořepa (1999), Turek (2000).

Jak si vysvětlit fakt, že se adekvátně nezmenšila vzdálenost od regresní přímky v situaci, kdy cenové přibližování nebylo zaviněno BS efektem (poměrný reálný HDP se skoro nezměnil), nýbrž právě jenom cenovým růstem při stálém poměrném HDP? To odpovídá právě posunu k regresní přímce. Je tedy zřejmé, že tyto dvě regresní přímky jsou odlišné. Možných důvodů je několik:

1. Ne úplně shodné skupiny zemí.
2. Změny parametrů modelu které mají za následek posun regresní přímky ve sledovaném období, např. nárůst gamy – přesun zboží z neobchodovatelného do obchodovatelného sektoru – pro stejné rozdíly v důchodu menší rozdíly v cenách, zmenšování sklonu regresní přímky – další posun, který musí kandidátské země „vykonat“. Vývoj parametrů modelu v čase souvisí s platností, respektive neplatností předpokladů modelu (diskuze viz podkapitola 3.2.2). Explicitní zahrnutí těchto efektů do modelu jde nad rámec této práce.
3. Přibližování se několika zemí k regresní přímce z jednoho směru vyvolává její další posun, či spíše změnu sklonu. Z Grafu 3. je zřejmé, že největší kvadráty reziduí mají právě kandidátské státy (jmenovitě ČR, Slovensko a Polsko, to se však nachází nad regresní přímku), proto změny v poloze těchto zemí při použití metody nejmenších čtverců mohou mít poměrně výrazný vliv na výslednou regresní rovnici. Pokud vykázaly ostatní země (Slovensko a především Maďarsko – to už leží téměř na regresní přímce) oproti roku 1999 vyšší nárůst srovnatelné cenové hladiny než ČR, pak došlo zaprvé k posunu regresní přímky směrem nahoru a zároveň nedošlo k výraznějšímu snížení mezery ČR.

Dynamické vlastnosti budeme diskutovat v následující podkapitole, nyní konstatujeme, že se podařilo přesvědčivě prokázat kladný vztah mezi cenovou hladinou a reálným důchodem, jak v širší skupině zemí OECD, tak ve skupině EU se čtyřmi kandidátskými státy.

### 3.3.2 Dynamický Balassa - Samuelsonův efekt

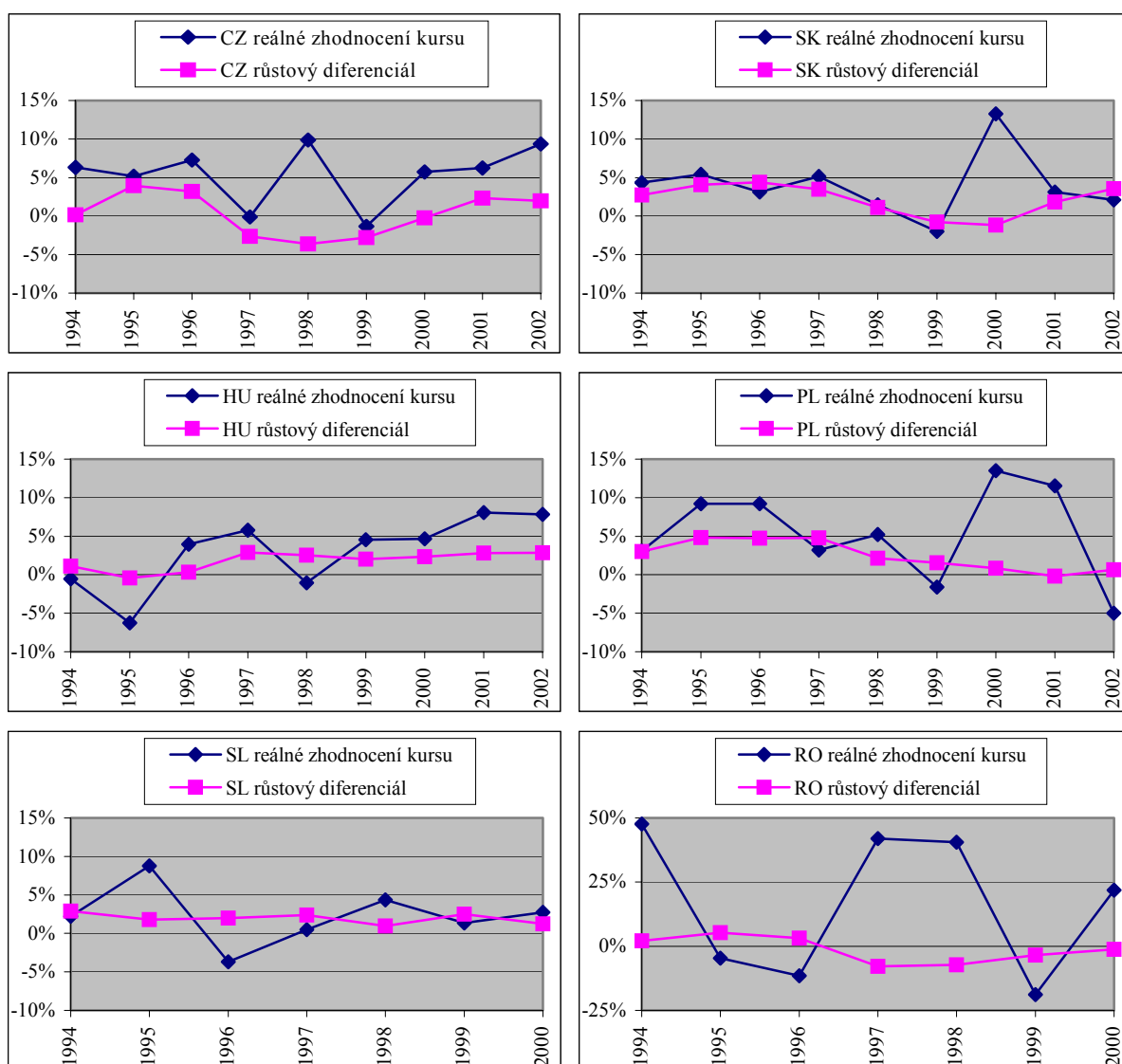
Budeme-li chtít analyzovat dynamické působení BS efektu, dostaneme se do vážného problému s nedostatkem dat. Pro jednotlivé země máme časové řady pouze pro několik po sobě jdoucích let.

Zdrojem dat pro vývoj kurzů a inflace v kandidátských zemích a EMU je IMF (2003), reálný HDP je pro sedm kandidátských zemí (CZ, HU, PL, SK – do roku 2002, BG, RO, SL – pouze do roku 2000) dostupný v databázi GGDC. Základem pro analýzu bude rovnice 3.4.

$$\pi(t) - \pi^*(t) - \varepsilon(t) = \frac{1-\gamma}{\gamma} \cdot [g(t) - g^*(t)].$$

Levá strana této rovnice odpovídá reálné apreciaci kurzu (a nárůstu relativní cenové hladiny), která by měla být přímo úměrná (skrze parametr  $\gamma$ ) růstovému diferenciálu. Proto budeme situaci ve jmenovaných kandidátských zemích porovnávat s EMU – lze snadno určit hodnotu apreciacie kurzu, pro celou EU by to byl poněkud problém. Efektivní nominální kurz koruny ve vztahu ke skupině zemí bychom museli počítat vážením kurzů měn jednotlivých zemí např. jejich podílem na zahraničním obchodu ČR. Navíc země, které neparticipují na euru, nejsou ani z hlediska ekonomické váhy v EU příliš důležité (z dat GGDC plyne, že v roce 2001 tyto tři země tvořily méně než 20% reálného produktu EU).

Graf 4. nenaznačuje, že by dynamický BS efekt obecně platil. Zatímco trajektorie křivek růstových diferenciálů je poměrně stabilní pro všechny země, pohyby reálných kurzů vykazují mnohem větší volatilitu. Tuto volatilitu nejsme schopni vysvětlit volatilitou inflace (inflace v kandidátských zemích má tendenci klesat, jak uvidíme dále). Jejím důvodem je volatilita nominálních směnných kurzů měn těchto zemí vůči euru.

Graf 4.: Reálná apreciacie a růstový diferenciál, kandidátské země vs. EMU<sup>15</sup>

Pramen: autorské výpočty z dat IMF a GGDC.

Tabulka 4. udává korelační koeficienty mezi vývojem těchto dvou veličin v čase. V ideálním případě by se tento koeficient měl blížit 100%. I tato tabulka ukazuje, že dynamický Balassa – Samuelsonův efekt příliš neplatí.

<sup>15</sup> Graf pro Bulharsko neuvádíme. Kvůli extrémně velkým výkyvům je nepřehledný.



Tabulka 4.: Korelační koeficienty

Země	Kor. koeficient
BG	-35.64%
CZ	37.78%
HU	72.76%
PL	7.48%
RO	-45.51%
SK	-15.72%
SL	-31.60%

*Pramen: autorské výpočty z dat IMF a GGDC.*

Diskutujme nyní, proč je tomu tak. Jak bylo naznačeno výše, země může mezi dvěma časovými okamžiky vykázat pohyb v grafu cenová hladina vs. reálný důchod ze tří různých důvodů:

1. přibližování se regresní křivce,
2. pohyb související s pohybem regresní křivky (změna parametrů),
3. zvyšování cenové hladiny z titulu růstu reálného důchodu (pohyb podél regresní přímky).

Balassa – Samuelsonův efekt zachycuje pouze pohyb z titulu bodu 3. Bod 1. by měl vést k vyšší reálné apreciaci, než jakou bychom očekávali pro původní úroveň parametru  $\gamma$ . Stejný efekt by mělo zvyšování  $\gamma$  zapříčiněné pokračující integrace a pohyb regresní křivky, viz bod 2. Tímto způsobem však nevysvětlíme výkyvy, která vykazují reálné kurzy. Na krátkodobé výkyvy reálného kurzu (např. z roku na rok) mají výrazně větší vliv kapitálové toky, které narušují platnost BS efektu v krátkém období. Balassa – Samuelsonův efekt je nutno chápat jako dlouhodobou tendenci, od které se však země mohou v daném časovém okamžiku více nebo méně odchylovat. Česká republika (od roku 1996) a Slovensko vykazují poměrně těsnou závislost mezi reálným kurzem a růstovým diferenciálem, která je však v obou případech narušena z důvodu intenzivního odlivu kapitálu. V ČR došlo v roce 1997 k významnému odlivu kapitálu a devalvaci nominálního kurzu v souvislosti se spekulativním útokem na korunu (ten měl zase co do činění s asijskou krizí) a opuštěním režimu fixního kurzu. Tento pokles (nominálního kurzu) měl ve spojení s inflačním diferenciálem za následek takřka nulovou změnu reálného kurzu. Česká koruna však byla díky tomu „předepreciována“ a v roce 1998 dále neznehodnocovala, což vedlo vlivem přetrvávajícího inflačního diferenciálu k výraznému reálnému zhodnocení kurzu (viz graf). Podobný scénář nastal mezi lety 1998 – 2000 na Slovensku. Tam lze hledat souvislost s ruskou krizí v roce 1998. Zdá se však, že ČR a Slovensko po krátkodobém výkyvu navrátily na původní

trajektorie. U ostatních zemí se situace rozhodně nezdá být jasnější. Přidávají se totiž další důvody, proč by BS efekt v tomto nastavení nemusel platit:

1. nepřiliš přesná definice reálného zhodnocování, která mj. mlčky přehlíží různé národní definice inflace,
2. nespolehlivost národních statistik, především pro vyšší úrovně inflace.

Všimněme si však, že naše analýza se zabývá zeměmi, které aplikovaly spíše flexibilnější režimy směnného kurzu. Bulharsko do roku 1997 taktéž vykazovalo poměrně výrazné fluktuace reálné apreciace, ty se však následně výrazně snížily. Stejný je případ Estonska, Lotyšska a Litvy, i jejich reálná apreciace (v případě Estonska zaviněná skoro výhradně inflačním diferencíálem – fixuje na marku/euro) je v druhé polovině 90. let po několikaletém poklesu stabilnější než v případě výše analyzovaných zemí a pohybuje se v intervalu ca  $\pm 5\%$  (s výjimkou výkyvu litevského a lotyšského reálného směnného kurzu v roce 2000, který souvisí se vzájemným pohybem měn, na které fixují, a eura, viz dále). Stejně je tomu i v případě reálného kurzu maltské a kyperské měny vůči euru – ty se dokonce již od roku 1994 pohybují v intervalu  $-2\%$ ,  $+5\%$ . Je možné, že vývoj reálných kurzů v těchto zemích s pevnějšími režimy směnných kurzů vykazuje větší souvislost růstovým diferencíálem (dynamický BS efekt). Odpadá totiž efekt vlivu kapitálu na nominální (potažmo reálný) kurz, což je jistě jeden z nejdůležitějších faktorů, které působí proti BS efektu v krátkém období. Data na reálný důchod pro zbývající tyto země však nemáme k dispozici a proto zůstává pouze u spekulace. Opačný efekt vykazuje např. Slovensko a ČR, u nichž nastal vysoký výkyv v reálném kurzu v souvislosti s přestřelením nominálního kurzu při opuštění režimu fixního kurzu.

### 3.3.3 Závěr

Podařilo se prokázat platnost statického Balassa – Samuelsonova efektu jak pro skupinu všech zemí OECD, tak pro skupinu zemí EU a čtyř kandidátských zemí. Není důvod se domnívat, že by obecně neměl platit i pro ostatní kandidátské země. Co se týče dynamické verze, nejsou výsledky zdaleka tak přesvědčivé. Nutno ale zmínit, že analyzovány byly země s volnějšími režimy směnných kurzů. Platnost BS efektu je v krátkém období narušována různými faktory, jejichž účinky (viz kapitálové toky) jsou výraznější při volnějším kurzovém režimu. BS efekt je každopádně nutno chápat jako dlouhodobou empirickou pravidelnost, k níž mají země tendenci směřovat. Tedy mají-li kandidátské země dlouhodobě vykazovat vyšší růst než referenční skupina zemí (zahraničí, zde EU či EMU), musí počítat s reálnou

apreciací, která má dva možné kanály – nominální apreciaci či inflační diferencíál. Fakt, že kandidátské země mají tendenci vykazovat vyšší růst než země EU (s výjimkou Bulharska a Rumunska, v poslední době vykazuje vyšší růst i ČR), jsme prokázali v předchozí kapitole při analýze  $\beta$ -konvergence. ČNB počítá při odhadech budoucího vývoje s reálnou apreciací z titulu BS efektu na úrovni zhruba 1 % ročně.<sup>16</sup> (Očekávaná celková reálná apreciacie, kterou je možno dát z hlediska ČNB do souvislosti především s dalším postupem deregulací a v budoucnu také s možnou další nominální apreciací a v našem modelovém výkladu s přibližováním se regresní přímce, by pochopitelně byla v případě ČR řádově o několik procent vyšší.) Proto stojí hospodářsko-politická centra těchto zemí dlouhodobě před volbou, skrze jaký kanál umožní tuto reálnou apreciaci. Podrobně se otázkou nominálních kurzů a inflace zabývají další kapitoly.

---

<sup>16</sup> V publikaci ČNB (2002), s. 29, se dále píše: „Tento odhad by se výrazně nelišil od výsledků různých studií pro ekonomiky dalších zemí střední a východní Evropy kandidujících na členství v EU a EMU.“

## 4 NOMINÁLNÍ KONVERGENCE

### PODLE MAASTRICHTSKÝCH KRITÉRIÍ

#### 4.1 MAASTRICHTSKÁ KRITÉRIA NOMINÁLNÍ KONVERGENCE

Maastrichtská kritéria<sup>17</sup> byla schválena Evropskou Radou v prosinci 1991 na summitu v nizozemském Maastrichtu jako podmínky pro vstup do Evropské měnové a hospodářské unie – Eurozóny, tedy zavedení eura.

##### 4.1.1 Definice

1. Fiskální kritéria – deficit rozpočtu nesmí přesáhnout tři procenta HDP a kumulovaný dluh veřejných financí nesmí být vyšší než 60% HDP. Dodatečnou podmínkou opět je udržitelnost tohoto stavu veřejných financí. Takto definované podmínky byly zmírněny. Kritérium se nebude považovat za nesplněné, pokud je tendence k poklesu vládního dluhu (Itálie, Belgie), resp. deficitu, či pokud je překročení 3% hranice pro vládní deficit pouze výjimečné a je zaviněno např. celkově nepříznivým hospodářským vývojem (např. Německo v některých letech). Na druhou stranu ale pro překročení kritéria tříprocentního deficitu počítá EU s tvrdými sankcemi, otázkou ovšem zůstává, zda bude ochotna a schopna je v případě velkých zemí také prosadit.
2. Kritérium dlouhodobých nominálních úrokových měr – nominální úrokové míry (jako základ se berou vládní obligace s přihlédnutím ke specifikům jednotlivých zemí) nesmí přesáhnout aritmetický průměr nominálních úrokových měr ve třech zemích s největší cenovou stabilitou o více než 2 procentní body. Maturita vládních obligací by měla být blízká deseti rokům (viz dále).
3. Kritérium kurzové stability – stabilní měnou se rozumí minimálně dvouletá participace v ERM2 (Exchange Rate Mechanism – Mechanismus směnných kurzů). V této době by měna neměla vytvářet destabilizační tlaky a musí se pohybovat ve vymezeném (či normálním – „normal fluctuation margins“, ECB (2002), s. 17) pásmu kolem centrální parity, aniž by byla devalvována z vlastní iniciativy dané centrální banky vůči jakékoliv jiné měně, participující na ERM2. ERM2 je definován centrální paritou a pásmem  $\pm 15\%$ ,

---

<sup>17</sup> Definice Maastrichtských kritérií viz např. European Central Bank, 2002 s. 6 - 11. Řazení kritérií bylo změněno, aby více vyhovovalo rozvržení této práce, nemá však souvislost s jejich relativní důležitostí.

ve kterém se měna může pohybovat. Definice povolených flukтуаčních pásem se však v čase měnila (v roce 1993 z  $\pm 2.25\%$  na  $\pm 15\%$ ) a ani interpretace „*normal fluctuation margins*“ není jednoznačná. Viz ECB (2002), s. 17, kde se spíše shrnuje dosavadní vývoj a konstatuje se nutnost případně ex post přehodnotit toto kritérium podle vývoje směnných kurzů ve srovnání s EC (2002b), s. 42, kde se mj. konstatuje: „... možnost ustavení užších flukтуаčních pásem ...“, tedy  $\pm 2.25\%$ , ale také „... je nutno rozlišovat mezi pohybem nad horní hranicí a pod dolní hranicí pásma  $2.25\%$  ...“ (volný překlad autora). Spojíme-li tyto formulace s důrazem na případný problém devalvace, vychází následující interpretace: normálním flukтуаčním pásmem je pásmo  $-15\%$  (na apreciační straně) a  $+2.25\%$  (na depreciační straně).

4. Inflační kritérium – inflace, vyjádřená jako HCPI<sup>18</sup>, nesmí v zemi, která usiluje o zapojení do Eurozóny přesáhnout o více než 1.5 procentního bodu aritmetický průměr inflace tří zemí s největší cenovou stabilitou, tj. nejnižší mírou inflace, v celé EU (!). Tato úroveň by dále měla být udržitelná.

#### 4.1.2 Diskuze smysluplnosti Maastrichtských kritérií

Jednostranné zaměření Maastrichtských kritérií na nominální veličiny bylo terčem kritiky již v době jejich vyhlášení. Je diskutabilní, nakolik je takto pojatá nominální konvergence důležitá pro stabilitu měnové unie.<sup>19</sup> Maastrichtská kritéria také určují, že pro participaci dané země v EMU je nutno, aby plnila konvergenční kritéria v posledních dvou letech, což je poměrně krátká doba a je sporné, zda lze při takto pojaté analýze uspokojivě zodpovědět otázku udržitelnosti daného stavu. Neboli, co zajišťuje, že plní-li daná země kritéria v posledních dvou letech, bude je plnit i nadále? V ekonomické obci lze slyšet i hlasy, že plnění konvergenčních kritérií nevypovídá tolik o stupni dosažené konvergence, jako spíše o tom, jak velká byla v oněch dvou letech politická vůle k plnění konvergenčních kritérií.<sup>20</sup> Tento názor podporuje i charakter konvergenčních kritérií, která je s výjimkou fiskálních nutno plnit pouze v daném časové okamžiku, případně nepříliš dlouhém časovém intervalu

---

<sup>18</sup> Harmonizovaný index spotřebitelských cen, který jsou všechny členské státy povinny kalkulovat a publikovat od roku 1997. Tento index vychází ze stejného metodologického základu, nicméně váhy statků v různých státech a frekvence aktualizací se mohou lišit. Pro detailní diskuzi viz např. Rodriguez-Palenzuela, D., Wynne, M. (2001).

<sup>19</sup> Tímto tématem se zabývá tzv. „teorie optimálních měnových oblastí“, OCA – „optimum currency areas“, jejímž zakladatelem je Robert A. Mundell, viz Mundell (1961), pro souhrn dosaženého pokroku v oboru viz např. Mlynář (2000).

<sup>20</sup> Viz Mandel, M., Tomšík, V. (2001).

dvou let. Analýza dosaženého stupně konvergence v těchto oblastech mezi kandidátskými státy a EU bude provedena v následující podkapitole.

V počátečních úvah o budoucí měnové unii stála nicméně zásadní otázka vnímání její funkce, kdy existují dva hlavní názory:

1. konvergence mezi zeměmi bude výsledkem zavedení a fungování jednotné měny,
2. pro fungování měnové unie je nutné dosáhnout jistého minimálního stupně konvergence již před jejím spuštěním.

Názor, který se nakonec stal většinovým a „zvítězil“, je názor druhý. Zabývejme se nyní otázkou, jak se toto projevilo v Maastrichtských kritériích a jaký smysl mají a jakým způsobem přispívají k bezproblémovému fungování měnové unie.

Dodržení či nedodržení kurzového kritéria zcela zjevně má být indikátorem, zda existují nebo neexistují tlaky, jejichž působení (skrze jiné kanály) by bylo nutno čelit po definitivním zafixování směnných kurzů, respektive zavedení společné měny. Druhou stranou téže mince tvoří inflační kritérium. Pro argumentaci si pomůžeme teorií parity kupní síly.

Reálný kurz  $Q$  v čase  $t$  je definován takto:

$$Q(t) = E(t) \cdot \frac{P^*(t)}{P(t)},$$

kde  $E$  je nominální kurz a  $P^*$  a  $P$  zahraniční respektive domácí cenová hladina. Absolutní parita kupní síly tvrdí, že  $Q(t) = 1$ , neboli cena spotřebního koše vyjádřená v jedné měně je shodná v tuzemsku a v zahraničí. Východiskem je zákon jedné ceny. Standardním postupem, logaritmováním a derivováním, dostáváme:

$$q(t) = \varepsilon(t) + \pi^*(t) - \pi(t),$$

kde  $q$  je procentuální změna reálného kurzu,  $\varepsilon$  nominálního kurzu,  $\pi$  procentuální inflace. Relativní (dynamická) parita kupní síly předpokládá, že existuje jistá rovnovážná úroveň reálného kurzu, která se v čase nemění –  $q(t)$  je tedy nula. Tato rovnovážná úroveň nemusí nutně být  $Q(t) = 1$ . Za touto teorií stojí přesvědčení o poměrné stabilitě relativních cen v různých zemích. Z dynamické PPP plyne, že při rovnosti měr inflace nebude existovat tlak na změnu nominálního kurzu. Tato úvaha je jednou z těch, které ospravedlňují snahu o konvergenci měr inflace před spuštěním EMU, institucionalizovanou v inflačním kritériu. V případě nestejného reálného růstu je ale podle Balassa – Samuelsonova efektu (viz kapitola 3) předpoklad stabilního reálného kurzu narušen – v zemích, které vykazují vyšší růst bude působit tlak na reálnou apreciaci, který se může projevit buď nominální apreciací nebo inflačním diferencíálem. Zdá se, že tento fakt je reflektován v poměrně širokém pásmu

fluktuace, povoleném v ERM2, stejně tak jako v praxi uplatňování kurzového kritéria, které je podle současného výkladu  $-15\%$ , ale pouze  $+2.25\%$ . V tomto smyslu neumožňuje úzké pásmo na depreciační straně využívat depreciaci (respektive devalvaci) při vyšší domácí inflaci jako nástroj získání či udržení konkurenceschopnosti, ale je pro hospodářskou politiku dalším stimulem v boji proti inflaci. Zároveň však jakoby ponechávalo širší pásmo na apreciační straně větší prostor pro potírání inflace v zemích s vyšším růstem, kde existuje tlak na reálnou apreciaci, která se takto může „realizovat“ skrze nominální apreciaci a nikoliv skrze vyšší míru inflace.

Zůstávají však některé otázky a problémy:

1. Nepodvazuje přísně definované inflační kritérium schopnost chudších zemí dohánět ty bohatší?
2. Přijmeme-li tezi, že existují síly způsobující reálnou apreciaci, pak se tyto tlaky po konečném zafixování měny stejně budou muset projevit na inflačním diferenciálu.
3. Jak tyto tlaky odhadnout, kvantifikovat a na jaké úrovni nastavit centrální paritu, aby nedošlo během doby, kdy země bude setrávat v ERM2 ke konfliktu cílů mezi plněním inflačního kritéria (respektive inflačního cíle centrální banky) a kurzového kritéria (respektive setrávání ve vymezeném pásmu)? Přijmeme-li fakt, že velikost jakési „rovnovážné apreciacie“ plynoucí z „dohánění“ se těžko ex ante odhaduje, nabízí se otázka, zda má smysl vyhlásit centrální paritu a vstupovat do ERM2 dříve, než je „povinné“. Tedy dva roky před plánovaným zavedením eura. Tento argument je podporován i asymetrií povoleného pásma. Má-li být problémem již  $2.25\%$  depreciace (ale až  $15\%$  apreciacie), pak může centrální banka nastavit centrální paritu záměrně o něco níže (na depreciační straně), než jak ve skutečnosti vnímá stávající rovnovážnou úroveň kurzu. Což může také znamenat pod existující úroveň kurzu. Pak bude hrozit menší nebezpečí další depreciace a politicko-ekonomických komplikací při potenciálním překročení  $2.25\%$  hranice.<sup>21</sup> Zato ale vzniká problém menšího prostoru pro apreciaci nominálního kurzu např. z titulu reálné konvergence či přílivu zahraničního kapitálu. Čím déle bude země v ERM2 setrávat, tím významnější bude tento efekt a tím pravděpodobnější bude překročení vymezeného pásma.

---

<sup>21</sup> Stejná úvaha stála zřejmě za rozhodnutím Maďarské centrální banky ohledně úrovně centrální parity v roce 2001, diskuze viz podkapitola 4.2.3.

4. Pro hospodářsko-politická centra kandidátských zemí by jistě bylo žádoucí vědět, jakou konkrétní interpretaci kurzového kritéria (pásem fluktuace) budou v budoucnu používat orgány EU.

Motivem pro tuto diskuzi, která jistě není ani zevrubná ani vyčerpávající je položit si tuto otázku: „Proč jsou v Maastrichtských kritériích požadována vedle sebe dvě kritéria (tedy kurzové a inflační), jejichž současné plnění znesnadňuje proces reálné konvergence, která by měla být hlavním cílem fungování EU (a tedy i EMU) a která jistě je hlavním cílem kandidátských zemí?“ Nehledě na fakt, že reálná konvergence souvisí s nominální konvergencí definovanou jako konvergence v cenách, jak jsme ukázali v kapitole 3. Odpověď byla předeslána již na začátku této části. Tedy podkapitola 4.2.1, strana 31 nahoře, bod 2, kde se tvrdí přibližně toto: „Vstup do EMU bude umožněn zemím, které dosáhly jistého stupně konvergence.“ Jak jsme nyní ukázali, toto se implicitně týká i reálné konvergence. Země, které dosáhly vyššího stupně reálné konvergence, budou mít menší problémy s plněním zdánlivě protichůdných kritérií inflace a kurzové stability. Z neoklasických modelů růstu plyne, že růstový diferenciál je tím větší, čím dále se chudší země nachází od rovnovážného stavu, který reprezentuje země bohatší (zde EU), což jsme diskutovali v podkapitole 2.1.3 a empiricky analyzovali v podkapitole 2.2. A růstový diferenciál je zdrojem tlaků na apreciaci reálného kurzu. V případě pochybností ohledně těchto kritérií je tedy adekvátní polemizovat spíše s předpoklady (nutnost dosažení jistého stupně konvergence před vstupem do EMU) než s důsledky tohoto přístupu, jak je inflační a kurzové kritérium možno interpretovat.

Ale ještě jeden fakt si žádá otazník: Proč je v inflačním kritériu (a potažmo i v úrokovém) porovnávána situace zemí aspirujících na členství v EMU se všemi zeměmi EU? Může se totiž stát, že inflace bude nižší v zemích, které jsou sice členy EU ale nikoliv EMU z nejnižších hodnot celé EU se vypočítává inflační kritérium. Čistě hypoteticky mohou Velká Británie, Dánsko a Švédsko, tři země, které se neúčastní projektu společné měny, vykazovat tak nízkou míru inflace, že žádný člen EMU by nebyl chopen plnit inflační kritérium. Je možné, že toto kritérium bude pro nově aspirující země změněno tak, aby zahrnovalo pouze země již participující v EMU.

I za požadavkem úrokového kritéria cítíme reálnou ekonomiku. Shodné úrokové míry jednotlivých zemí jsou jistou minimální podmínkou pro to, aby při pozbytí možnosti používat monetární politiku (respektive úrokové míry) k ovlivňování domácí ekonomiky, měla společná měnová politika podobné efekty v jednotlivých zemích. Aby byla vhodná pro všechny země.



Ozdravení veřejných financí, které požadují fiskální kritéria, je možno interpretovat podobným způsobem – po spuštění EMU bude fiskální politika jediným nástrojem v rukou národních vlád, kterým budou moci reagovat na specifickou situaci ve své zemi, a je záhodno, aby možnost efektivního využití tohoto nástroje nebylo podvazováno extrémně vysokými závazky z minulosti (splácení dluhu). Je zřejmé, že tuto funkci při svém rozsahu nemůže převzít společný evropský rozpočet. Kritérium 3% deficitu, které jsou země zásluhou přijetí Paktu růstu a stability v roce 1997 povinny plnit i po zavedení jednotné měny, brání tomu, aby přehnaně expanzivní fiskální politika jedné země měla negativní efekty v ostatních zemích EU. Nastavení těchto kritérií (proč zrovna 3% deficit a 60% zadlužení?) a otázka jejich plnění je zřejmě v kontextu Maastrichtských kritérií nejvíc diskutabilní. Upozorníme také ještě na institut výjimek z plnění těchto kritérií, který využila např. Belgie v otázce svého vysokého dluhu (ač prokazatelný pokles, dnes stále ještě přes 100% HDP) či který se snaží využít Německo dnes, kdy bude mít vyšší než povolený 3% deficit s odkazem na „špatnou hospodářskou situaci.“

Závěrem konstatujme, že nezpochybňujeme výrazné výhody, jež s sebou zavedení eura přineslo a budoucím členům přinese. Kandidátské země by je však měly poměřit s výhodami, které plynou z nezávislé monetární politiky a pečlivě zvážit časový okamžik zavedení eura. Otázku, nakolik jsou k tomuto kroku připraveny již dnes, pomůže zodpovědět empirická analýza v podkapitole 4.2.

### **4.1.3 Konvergence v cenových hladinách a v mírách inflace**

Je nasnadě, že dvě měřítka nominální konvergence, a sice konvergence v cenových hladinách (definovali jsme v podkapitole 3.1) a konvergence měr inflace si navzájem protirečí. Při dokonalé konvergenci v mírách inflace (míry inflace, měřené metodologicky shodným indexem, vyjádřené ve stejné měně, jsou ve sledovaných zemích stejné) zbude minimální prostor pro konvergenci cenových úrovní (mohly by se vyskytnou efekty spojené např. se změnou struktury spotřebního koše, pokud by tento nebyl shodný). Čím vyšší stupeň konvergence inflace, tím menší bude prostor pro cenovou konvergenci. Přidáme-li vcelku realistický předpoklad národních měn, pochopitelně musíme přidat i kurzový kanál, kterým může docházet k cenové konvergenci. V zemích s plovoucím režimem směnného kurzu může cenová konvergence probíhat oběma kanály, zatímco v zemích s fixním kurzem pouze inflačním kanálem. Kterých zemí se týká která kategorie, uvidíme vzápětí.

## 4.2 EMPIRICKÁ EVIDENCE

Analýza konvergence kandidátských zemí podle Maastrichtských konvergenčních kritérií bude pojetím odpovídat Konvergenčním zprávám, pravidelně publikovaných ECB (respektive EMI), s tím rozdílem, že nebudeme analyzovat členské země EU, ale kandidátské země.<sup>22</sup> Takto pojatá analýza není ani v české ekonomické literatuře výjimečná, jmenujme alespoň článek Zahradníka (1997), ve kterém autor analyzuje dosažený stupeň konvergence v kategoriích Maastrichtských kritériích v zemích EU.

V plnění fiskálních kritérií bude situace České republiky konfrontována s Maďarskem, Polskem a Slovenskem. Tyto tři země tvoří jakýsi přirozený „*benchmark*“. Metodologickým problémem je otázka zahrnování nákladů a výnosů transformace (privatizace) do výpočtu stavu veřejných rozpočtů. Různé instituce řeší tento problém jinak, což se projevuje ve značné „různorodosti dat“. Aby byla zajištěna jejich kompatibilita, byly zvoleny poměrně krátké časové řady, které nicméně pocházejí z jednoho zdroje a sice přímo z pravidelných zpráv Evropské komise. Názor orgánů EU bude koneckonců určující. Provádět pro veřejné rozpočty zevrubnou (ekonometrickou) analýzu konvergence nemá ze dvou důvodů smysl, kromě velmi krátkých časových řad se přidává fakt, že tyto vypovídají spíše o preferencích vládnoucích elit než o panujícím ekonomickém prostředí (toto platí ještě výrazněji např. pro měsíční data).

Problému délky časových řad jsme vystaveni i při analýze dosaženého stupně konvergence v úrokových měrách. Dlouhodobé vládní obligace začaly být vydávány poměrně nedávno (např. v ČR pětileté v roce 1995, desetileté v roce 1999), četnost jejich emisí je nízká a v různých zemích nestejná. Zdrojem dat byly v tomto případě národní statistiky.

V analýze nominálních kurzů a inflace je dat k dispozici již dostatek, proto rozšíříme analýzu na celou skupinu dvanácti kandidátských zemí. To nám umožní porovnat výsledky s výsledky kapitoly 3, kde jsme zkoumali nominální konvergenci ve vztahu k reálné. Pro analýzu nominálních kurzů byla použita data Mezinárodního měnového fondu (2003), která byla doplněna o kurzy estonské, slovenské koruny, litevského litu a lotyšského latu z národních statistik. Data na inflaci, která je měřena jako nárůst CPI, byla získána taktéž ze statistik Mezinárodního měnového fondu. Veškeré referenční hodnoty (target EMU) viz EMI (1998), ECB (2000) a ECB (2002). Již bylo zmíněno, že EU tyto hodnoty udává a po svých členských státech požaduje zveřejňování míry inflace za použití indexu HCPI, který se přes

---

<sup>22</sup> EMI (1998), ECB (2000), ECB (2002).

pokračující proces harmonizace ze strany národních statistických úřadů bude stále ještě lišit od jejich národních indexů CPI. Některé státy (např. ČR) již začaly zveřejňovat data za použití „evropské“ metodologie HCPI, nicméně tyto řady jsou prozatím poměrně krátké. Nebudeme se zde dále podrobněji zabývat vlivem, který má použití národních indexů CPI, na porovnatelnost s referenční hodnotou, jež je kalkulována jako HCPI. Konstatujme pouze na okraj, že se v principu jedná o dvě odlišnosti: rozdílné váhy statků ve spotřebních koších (je možné předpokládat, že v EU je vyšší podíl služeb) a rozdílná frekvence aktualizací vah jednotlivých výrobků ve spotřebním koši (Český statistický úřad udává, že jsou používány váhy nastavené v lednu 2001<sup>23</sup>). Jak již však bylo zmíněno, i evropský standard HCPI umožňuje jistou míru heterogenosti v těchto dvou ohledech.

#### 4.2.1 Fiskální kritéria

Situace Maďarska a Polska na jedné a Slovenska a České republiky na druhé straně z hlediska stavu veřejných rozpočtů byla na začátku transformace odlišná. Zadlužení českých a slovenských veřejných rozpočtů bylo minimální, ale v posledních letech dochází k jeho výraznému nárůstu (viz Tabulka 1.). Pro ČR zadlužení roste nepřetržitě od roku 1997, ačkoliv se stále ještě udržuje na nejnižší úrovni ze sledovaných zemí. Polsku se na začátku transformace podařilo „vymazat“ část zahraničního dluhu. V posledních letech je možné sledovat tendenci k jeho dalšímu relativnímu snižování, mezi lety 1997 a 2001 se zadlužení v poměru k HDP snížilo o 7.6%. Maďarsko si tak neslo nejvyšší zadlužení, které se ale, vyjádřeno v poměru k HDP, v posledních letech nepřetržitě snižuje a v roce 2000 poprvé kleslo pod hranici 60%, určenou konvergenčními kritérii.

Plnění kritéria 3% deficitu je výrazně problematičtější u všech čtyřech zemí. Slovensko ho neplnilo ani v jednom z pěti sledovaných let, Česká republika a Maďarsko pouze jednou (1997, respektive 2000), Polsko třikrát (v letech 1998, 1999 a 2000). Co víc, deficit má v případě české republiky tendenci k růstu.

Ač má Česká republika nejnižší zadlužení ze čtyř sledovaných kandidátských zemí, situace deficitů veřejných rozpočtů je alarmující. Demografické trendy také nejsou příznivé – na osobu v poproduktivním věku bude v budoucnu připadat méně osob v produktivním věku. Fiskální stabilizace proto se jeví jako významný úkol. Dalším důvodem (kromě toho, že je podmínkou pro vstup do EMU - po vstupu do EU), je i to, že po vstupu do EMU a pozbytí

---

<sup>23</sup> Viz [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/inflace\\_inflace\\_inflace](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/inflace_inflace_inflace).

nezávislosti monetární politiky zůstane fiskální politika jediným nástrojem (v „českých rukou“), jak ovlivňovat ekonomiku země.

Tabulka 5.: Plnění fiskálních kritérií: deficity a zadlužení veřejných rozpočtů jako podíl k HDP<sup>24</sup>

	CZ		HU		PL		SK	
	deficit	dluh	deficit	dluh	deficit	dluh	deficit	dluh
<b>1997</b>	-2.7%	13.0%	-6.8%	64.2%	-4.3%	46.9%	-5.7%	29.7%
<b>1998</b>	-4.5%	13.7%	-8.0%	61.9%	-2.3%	41.6%	-4.7%	28.9%
<b>1999</b>	-3.2%	14.5%	-5.3%	61.0%	-1.5%	42.7%	-6.4%	40.2%
<b>2000</b>	-3.3%	17.0%	-3.0%	55.4%	-1.8%	38.7%	-12.8%	45.2%
<b>2001</b>	-5.5%	23.7%	-4.1%	53.1%	-3.9%	39.3%	-5.6%	44.1%

*Pramen: Evropská komise.*

#### 4.2.2 Kritérium dlouhodobých nominálních úrokových měr

Problematické bylo určení kompatibilních dlouhodobých úrokových měr. Úrokové míry v Tabulce 4. byly počítány z národních údajů tak, aby co nejvíce odpovídaly definici EU. Tedy: „... emitentem vysoce likvidního cenného papíru by měla být centrální vláda, cenné papíry by měly mít maturitu blízkou 10 letům, výnosy by měly být hrubé výnosy bez vlivu zdanění.“ A dále: „Existuje-li ve vzorku více než jeden cenný papír, reprezentativní výnos bude počítán jako aritmetický průměr výnosů jednotlivých cenných papírů.“<sup>25</sup> Referenční hodnoty (target EMU) viz EMI (1998), ECB (2000) a ECB (2002).

Problémem některých kandidátských zemí by mohla být právě likvidita cenných papírů. Jakým způsobem určit adekvátní výnosy, je-li likvidita nízká, nebo v situaci, kdy jsou cenná papíry obchodovány mimo oficiální trh za jinou cenu? Nutno říci, že problém nízké likvidity vládních obligací se České republiky netýká.

<sup>24</sup> Zajímavým jevem pozorovatelným v tabulce je snižování zadlužení v situaci, kdy existuje deficit. Týká se to především Maďarska a v některých letech Slovenska a Polska. Může to mít několik důvodů: 1. růst HDP, který snižuje poměrnou úroveň zadlužení, 2. zadlužení v zahraniční měně a posílení kurzu národní měny ve vztahu k ní, 3. privatizační výnosy nejsou započítávány do deficitů, ale mohou být použity ke splácení dluhu.

<sup>25</sup> EMI (1998), s. 284 – 285.

Tabulka 6.: Plnění kritéria dlouhodobých nominálních úrokových měr

	CZ	HU	PL	SK	Target EMU
<b>1994</b>			28.61%		
<b>1995</b>	8.90%		23.20%	10.49%	
<b>1996</b>	10.18%		18.53%		9.10%
<b>1997</b>	11.39%	16.29%	19.70%		8.00%
<b>1998</b>	12.88%	15.56%	16.08%		6.60%
<b>1999</b>	7.63%	9.85%	9.53%		6.80%
<b>2000</b>	7.01%	8.47%	11.88%	8.42%	7.40%
<b>2001</b>	6.33%	7.95%	10.81%	8.21%	7.00%
<b>2002</b>	5.01%	7.11%	7.59%	7.66%	7.00%

*Pramen: autorské výpočty z dat ČNB, MNB, MF Polské republiky, NBS, ECB.<sup>26</sup>*

Vzhledem k výše uvedené definici má smysl zabývat se vývojem úrokových měr pouze pro poslední roky (ČR a Slovensko vydávají desetileté obligace od roku 2000, Polsko a Maďarsko od roku 1999). V tomto období dlouhodobé nominální úrokové míry ve všech čtyřech zemích (s výjimkou Polska v roce 2000 oproti roku 1999) klesají a přibližují se k referenční hodnotě. Výjimkou je Česká republika, jejíž úrokové míry se nacházejí pod touto hodnotou od roku 2000 a je tedy možné tvrdit, že je, co se týká úrokových měr, v konvergenci k EU z těchto zemí nejdále. Svou roli hraje jistě nižší inflace v porovnání s ostatními zeměmi, ačkoliv to není jediný relevantní faktor.

#### 4.2.3 Kurzové kritérium

Protože je pásmo, definující kurzovou stabilitu  $\pm 15\%$ , nezdálo by se toto kritérium na první pohled příliš omezující. Analýza bude provedena pro měsíční kurzové průměry měn kandidátských zemí k ECU/euru pro roky 1993 – 2002 (data končí říjnem). Kurzové kritérium sice určuje, že daná měna by neměla vytvářet destabilizační tlaky vůči žádné měně participující na ERM2, nicméně poměr národní měny k euru se jeví dostatečně reprezentativní ukazatel pro kurzovou stabilitu. Za předpokladu stability kurzu ostatních měn participujících na ERM2 k euru (v současné době kromě eura pouze dánská koruna) se výkyvy v kurzu k euru projeví ve výkyvech vůči těmto ostatním měnám.

<sup>26</sup> CZ 1995 - 1999 ar. průměr průměrného výnosu 5-ti letých obligací vydaných v daném roce při aukci (delší nevydávány, do 1995 vydávány kratší než 5 let), 2000 dtto 10-ti leté obligace, 2001 - 2002 dtto 9 - 14-ti leté obligace. PL do roku 1998 dtto 5-ti leté obligace (delší nevydávány), od 1999 desetileté obligace. SK 1995 ar. průměr průměrného výnosu 5-ti letých obligací vydaných v daném roce při aukci (delší nevydávány), 1996 až 1999 vydávány max. dvouleté, 2000 - 2002 desetileté. HU - benchmark yields (vládních cenné papíry), ar. průměr celého roku, 1997 a 1998 pětileté (delší nevydávány), od 1999 desetileté, 2002 jen do listopadu. MF – Ministerstvo financí.

Tabulka 7. shrnuje hlavní rysy kurzových režimů, uplatňovaných v analyzovaných zemích od roku 1993.<sup>27</sup> Není úplně vyčerpávající v tom smyslu, že např. nezmiňuje všechny změny v koších měn používaných na fixaci ani v povolených pásmech fluktuací. Z toho důvodu, že jich v průběhu těchto deset let bylo velké množství. V grafech, které následují, je zachycen vývoj pozorovaných směnných kurzů. Výpočty do Tabulky 8. byly provedeny tímto způsobem: kladná hodnota udává maximální procentuální depreciaci a záporná apreciaci oproti průměru za dva roky, v případě, že země má definovanou centrální paritu k euru (Kypr, Maďarsko od 2001), vůči této centrální paritě. Tyto hodnoty nepostihnou adekvátně případ země, kdy dochází ke stabilnímu nominálnímu zhodnocování nebo znehodnocování, které bude mít celkovou hodnotu menší 30% a proto bude země zdánlivě plnit kurzové kritérium, ač je kurz nestabilní. Proto jsme vypočítali průměrné zhodnocení, respektive znehodnocení kurzu v jednom roce oproti roku předcházejícímu. Výpočty shrnuje Tabulka 9. Z této tabulky i z grafů je patrné, že stabilní depreciace se týká především Slovinska a Rumunska po celé sledované období, Bulharska do měnové reformy a svázání bulharské měny s markou, Maďarska a Polska v době uplatňování režimu měnícího se pásma, apreciacie české koruny od roku 1999. Důvody pro pohyby estonské, maltské, lotyšské a litevské měny je nutno hledat ve vzájemném vývoji eura a měn, na které tyto země své měny vážou (vázaly).

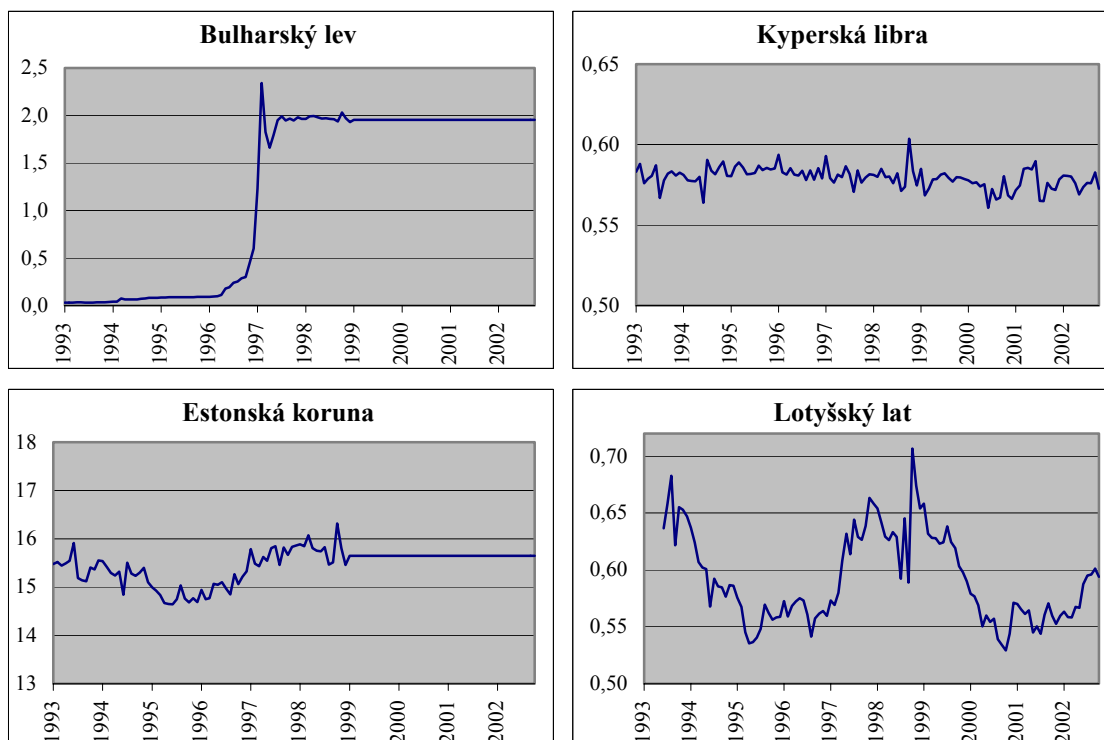
---

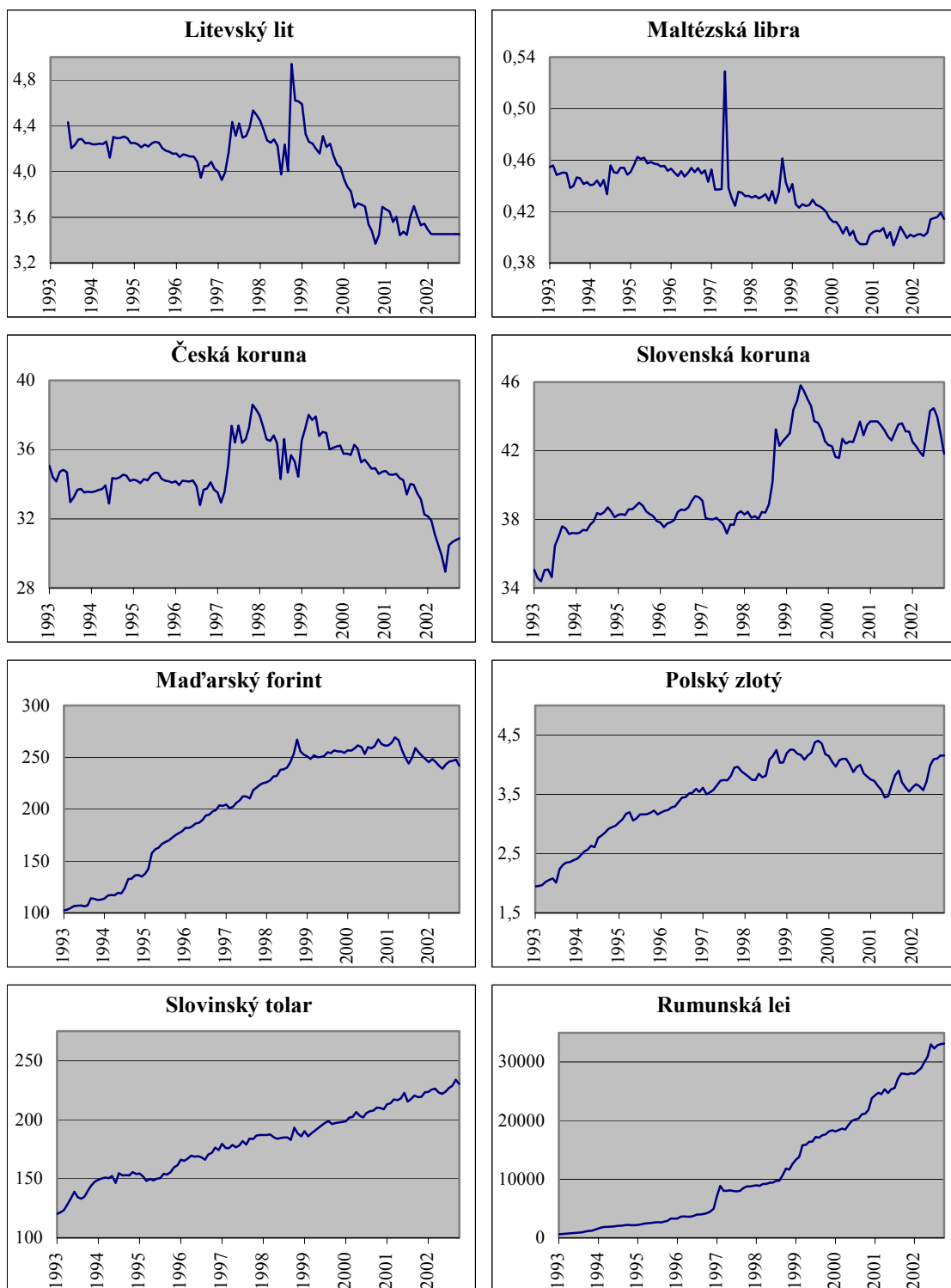
<sup>27</sup> Zdrojem byl článek Kočenda (1997) a především internetové stránky národních bank těchto států. Doplňme ještě i v české literatuře často používané anglické termíny: floating – volný, plovoucí, fixed – fixní, vazba na jednu měnu nebo na koš, managed floating – řízený plovoucí, crawling band – měnící se pásmo, crawling peg – měnící se vazba.

Tabulka 7. : Režimy směnných kurzů

Země	Kurzový režim
<b>BG</b>	- řízený plovoucí od 02/1992 - měnový výbor od 07/1997 (1 lev = 1 DEM, tj. od 01/1999 1 euro = 1.95583 lvů)
<b>CY</b>	- fixní s pásmem $\pm 2.25\%$ , centrální parita 1 ECU/euro = 0.5853 od 06/1992 - fixní s pásmem $\pm 15\%$ , centrální parita 1 ECU/euro = 0.5853 od 01/2001
<b>CZ</b>	- fixní (na koš) s od 01/1991 - plovoucí od 05/1997
<b>EST</b>	- měnový výbor od 06/1992 (1 DEM = 8 korun, tj. od 01/1999 1 euro = 15.6466 korun)
<b>HU</b>	- adjustovatelná vazba na koš od 1989 - ohlašované měnění se pásmo od 03/1995 - fixní s pásmem fluktuaace $\pm 15\%$ , centrální parita 1 euro = 276.1 forintů, (tj pásmo 234.7 – 317.5) od 05/2001
<b>LAT</b>	- fixní od 07/1992, 1 lat = 0.7997 SDR
<b>LIT</b>	- řízený plovoucí od 10/1992 - měnový výbor (1 USD = 4 lity) od 04/1994 - měnový výbor (1 euro = 3.4528 litů) od 02/2002
<b>MAL</b>	- fixní na koš (eura, libry a dolaru)
<b>PL</b>	- ohlašovaná měnění se vazba (na koš) od 10/1991 - volný uvnitř měnění se pásma od 05/1995 - ohlašované měnění se pásmo (na koš) od 01/1996 - plovoucí od 04/2000
<b>RO</b>	- řízeně plovoucí od 08/1992
<b>SK</b>	- fixní (na koš) od 01/1991 - plovoucí od 10/1998
<b>SL</b>	- řízeně plovoucí od 10/1991

Graf 5.: Směnné kurzy vůči ECU/euro





Pramen: IMF, NBS, Estonská NB, Litevská NB, Lotyšská NB.<sup>28</sup>

<sup>28</sup> Měřítkem na vertikální ose je v případě všech grafů národní měna, rozsah je pro možnost vizuálního porovnání aritmetický průměr kurzu za sledované období  $\pm 15\%$ . Pro Polsko, Maďarsko a Slovinsko musela být tato hranice rozšířena na  $\pm 50\%$ . Výjimkou je Rumunsko ( $-100\%$ ,  $+200\%$ ) a Bulharsko (v tomto případě zřejmě ani nemá cenu porovnávat s průměrem daného období). Tyto rozdíly je nutno mít na paměti. Grafy jsou seřazeny podle uplatňovaného režimu směnného kurzu, podobně jako následující diskuze.



Tabulka 8.: Maximální výkyvy oproti průměru sledovaného období

	1993 - 1994		1994 - 1995		1995 - 1996		1996 - 1997		1997 - 1998	
<b>BG</b>	65.6%	-39.5%	17.6%	-47.4%	265.6%	-49.5%	120.4%	-91.3%	21.4%	-36.1%
<b>CY</b>	0.9%	-3.7%	0.9%	-3.7%	1.4%	-1.3%	1.4%	-2.5%	3.1%	-2.5%
<b>CZ</b>	3.1%	-3.3%	1.5%	-3.7%	1.6%	-3.9%	10.2%	-6.4%	7.0%	-8.7%
<b>EST</b>	3.6%	-3.4%	3.3%	-2.6%	2.8%	-1.8%	3.3%	-3.9%	3.7%	-1.9%
<b>HU</b>	17.2%	-12.2%	23.6%	-21.3%	14.4%	-22.6%	11.4%	-10.0%	17.5%	-11.5%
<b>LAT</b>	10.8%	-7.8%	10.8%	-6.9%	3.0%	-4.2%	12.1%	-8.5%	12.2%	-9.6%
<b>LIT</b>	3.9%	-3.3%	1.6%	-2.7%	2.5%	-5.0%	8.4%	-6.1%	14.6%	-8.9%
<b>MAL</b>	2.1%	-2.9%	2.4%	-4.0%	2.0%	-2.3%	18.4%	-5.0%	20.4%	-3.4%
<b>PL</b>	22.5%	-19.9%	10.3%	-17.5%	10.0%	-7.3%	11.4%	-10.2%	11.0%	-8.6%
<b>RO</b>	52.1%	-59.6%	41.4%	-30.7%	50.0%	-33.1%	45.4%	-45.8%	37.5%	-22.2%
<b>SK</b>	4.7%	-6.9%	2.0%	-2.6%	2.4%	-2.3%	3.0%	-2.7%	11.4%	-4.2%
<b>SL</b>	9.1%	-15.7%	5.8%	-4.0%	9.3%	-8.1%	6.9%	-5.6%	5.3%	-4.1%

	1998 - 1999		1999 - 2000		2000 - 2001		2001 - 2002	
<b>BG</b>	3.5%	-1.6%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>CY</b>	3.1%	-2.9%	-0.1%	-4.2%	0.7%	-4.2%	0.7%	-3.5%
<b>CZ</b>	4.2%	-5.9%	5.2%	-4.3%	4.7%	-6.9%	7.0%	-10.9%
<b>EST</b>	3.8%	-1.6%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>HU</b>	7.8%	-8.7%	4.3%	-3.1%	4.4%	-5.5%	-2.5%	-13.4%
<b>LAT</b>	12.0%	-6.7%	11.8%	-10.1%	4.0%	-5.0%	5.9%	-4.2%
<b>LIT</b>	15.1%	-7.4%	16.2%	-14.6%	8.7%	-6.8%	5.1%	-2.2%
<b>MAL</b>	7.2%	-3.5%	6.6%	-4.7%	2.3%	-2.2%	3.4%	-2.9%
<b>PL</b>	7.9%	-8.3%	7.1%	-7.6%	8.4%	-9.8%	10.8%	-8.0%
<b>RO</b>	38.2%	-33.4%	30.0%	-27.2%	21.5%	-21.3%	16.8%	-14.3%
<b>SK</b>	9.5%	-9.1%	5.7%	-4.1%	1.8%	-3.2%	3.2%	-3.3%
<b>SL</b>	4.5%	-3.8%	5.2%	-6.9%	5.4%	-6.2%	5.4%	-4.0%

*Pramen: autorské výpočty z dat IMF, NBS, Estonské NB, Litevské NB, Lotyšské NB.*

Tabulka 9.: Změna průměrného kurzu proti předchozímu roku

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
<b>BG</b>	105.5%	30.9%	175.9%	681.6%	4.7%	-0.8%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>CY</b>	0.0%	0.6%	-0.3%	-0.3%	0.0%	-0.4%	-1.2%	0.9%	0.0%
<b>CZ</b>	-0.2%	1.0%	-1.2%	6.5%	-0.2%	2.3%	-4.1%	-4.0%	-9.5%
<b>EST</b>	-0.9%	-3.3%	1.7%	4.4%	0.7%	-1.0%	0.0%	0.0%	0.0%
<b>HU</b>	15.6%	31.3%	16.9%	10.6%	14.2%	4.4%	2.8%	-1.4%	-4.6%
<b>LAT</b>	-8.4%	-6.6%	1.3%	9.3%	2.0%	1.6%	-12.7%	-0.7%	2.0%
<b>LIT</b>	-0.4%	-0.8%	-3.2%	4.8%	-0.6%	2.3%	-14.7%	-4.7%	-2.6%
<b>MAL</b>	-0.1%	2.4%	-1.5%	-1.5%	-1.8%	-2.4%	-5.3%	-0.0%	1.5%
<b>PL</b>	26.4%	16.0%	7.9%	9.9%	5.5%	7.8%	-5.7%	-8.5%	5.0%
<b>RO</b>	115.1%	34.9%	47.0%	109.4%	22.4%	63.1%	22.1%	29.9%	18.8%
<b>SK</b>	5.4%	1.4%	-0.1%	-1.0%	4.1%	11.4%	-3.4%	1.7%	-0.9%
<b>SL</b>	3.9%	0.8%	10.6%	6.6%	3.2%	4.2%	5.8%	6.0%	3.8%

*Pramen: autorské výpočty z dat IMF, NBS, Estonské NB, Litevské NB, Lotyšské NB.*

Pro detailní analýzu rozdělme země do několika skupin.<sup>29</sup>

#### Fixní kurzy

1. Kypr – vykazuje nevelké výkyvy okolo centrální parity definované k euru, tato situace se během uplynulých deseti let výrazně nemění.
2. Bulharsko (od 1997), Estonsko fixují své měny úspěšně na euro (respektive do 1999 na marku), hravě proto plní kurzové kritérium, což je především pro Bulharsko velký pokrok oproti počátku 90. let. Bulharská měnová reforma roku 1997 je učebnicovým příkladem úspěšné měnové reformy.
3. Litva, Lotyšsko a Malta fixovaly v letech 1993 - 2002 své měny na jiné měny, respektive koše měn než euro, poměrně velké výkyvy proto souvisejí s výkyvy eura vůči těmto měnám. Přesto tyto země ve většině sledovaných „dvouletek“ kurzové kritérium plní. Litva však již úspěšně přešla k fixování měny na euro a není důvod očekávat, že by měla mít s udržení kurzu problémy. Stejně tak lze předpokládat, že pro Maltu a Lotyšsko by nemělo být problémem přejít v případě potřeby na fixování měny k euru.

#### Plovoucí kurzy

4. Česká republika a Slovensko zaznamenaly podobný vývoj s tím rozdílem, že na Slovensku došlo k opuštění režimu pevného kurzu a poměrně velké depreciaci o rok později než v ČR. Obě země v současné době bez problému plní kurzové kritérium, jak je patrné z tabulky, nicméně česká koruna má od roku 1999 výraznou tendenci apreciovat, na rozdíl od slovenské koruny.
5. Maďarsko a Polsko uplatňovaly po několik let režim krokových devalvací (měnícího se pásma). Po jeho opuštění již sice k pravidelné devalvací kurzu nedochází, nicméně polský zlotý ani maďarský forint příliš stabilní nejsou. Do široce vymezeného pásma  $\pm 15\%$  se ale (v jednotlivých „dvouletkách“) vejdou. Pokrok v případě Polska je oproti první polovině 90. let možno spatřovat v tom, že pohyb kurzu není jednosměrný, že neexistuje stálá tendence, proti níž by bylo třeba zasahovat. Na příkladu Maďarska ilustrujme nicméně zásadní důležitost správného nastavení centrální parity v situaci, kdy země nechce svůj kurz fixovat absolutně.
6. Slovinsko, Rumunsko – kurz národních měn vůči euru stabilně oslabuje, proto fakt, že Slovinsko „jakoby“ plní kurzové kritérium, nelze brát příliš vážně. Rumunsko se dokonce

---

<sup>29</sup> Dělení na fixní a plovoucí kurzy je v situaci, kdy je druhů uplatňovaných režimů směnných kurzů velké množství a jsou rovnoměrně rozmístěny na ose od pevných k volným poněkud arbitrární.

ve sledovaném období nikdy nevešlo do pásma  $\pm 15\%$ , ačkoliv v posledních dvou letech je možné sledovat jisté zlepšení. V případě Slovinska se nedá říci, že by v posledních letech došlo k nějakému výraznému pokroku.

Relevantnost tohoto problému pro ČR je zřejmá při detailnějším pohledu na vývoj kurzu koruny. Od začátku roku 2001 do poloviny roku 2002 koruna vůči euru zhodnotila o 15.3% (v tabulce číslo není tak vysoké, neboť udává výkyv oproti průměru daného období), od března roku 1999 téměř o 25%! Průměrná apreciacie, kterou udává Tabulka 9., byla v letech 2000 a 2001 přibližně 4%, v roce 2002 však již bezmála 10%.

Maďarská centrální banka po definitivním opuštění režimu posuvného zavěšení v roce 2001 poměrně ambiciózně nadefinovala centrální paritu vůči euru s povoleným pásmem fluktuací  $\pm 15\%$ , přesně podle Maastrichtských kritérií. Centrální paritu ale nastavila ještě o něco výše než byla úroveň, které forint dosáhl v okamžiku opouštění předešlého režimu, protože zřejmě očekávala ještě další depreciaci (dalším důvodem mohla být i nesouměrné vnímání pásma ze strany EU, jak jsme diskutovali výše). V ten okamžik se ale plně projevil apreciační tendence, tak dobře známé České republice. Forint trvale posiloval (všimněme si, že v tabulce je v předposledním sloupci maximální hodnota forintu za období 2001 – 2002 záporná, forint nikdy nedosáhl centrální parity, která je v případě posledních dvou sloupců tabulka brána jako základ). Začátkem roku 2003 stála Maďarská centrální banka před konfliktem cílů (tuto situaci již graf nezachycuje). Rozšířit pásmo, nebo opustit inflační cíl, to byly možnosti, které měla k dispozici. Situace byla nakonec řešena ve prospěch udržení 15% pásma, které je vnímáno jako důležitý závazek i vůči zahraničí. Ponese si však s sebou jistě nemalé náklady v podobě vyšší inflace a ztráty kredibility. Tento příklad podporuje tezi, nastíněnou v podkapitole 4.1.2. A sice, že není nutno ukvapeně vyhlášovat centrální paritu a vstupovat do ERM2 dříve než dva roky před plánovaným zavedením eura a že nastavení centrální parity je otázkou zásadní důležitosti.

V tomto smyslu je důležitý ještě jeden fakt, který nebyl doposud diskutován. A sice, že na krátkodobější výkyvy nominálního kurzu mají vliv především kapitálové toky a jejich směr a intenzita jsou poměrně málo dopředu předvídatelné.

Závěrem lze říci, že v otázce kurzové stability nemá Česká republika v porovnání s ostatními kandidátskými státy lehkou pozici. Některé státy mají situaci usnadněnou tím, že se vzdaly nezávislé monetární politiky ve prospěch fixního kurzu a s dodržáním kurzového kritéria nebudou mít problémy. Pro tyto země však lze kromě ztráty nezávislé monetární

politiky identifikovat minimálně další tři problémy: 1. problém plnění inflačního kritéria ve střednědobém výhledu (reálná aprece z titulu reálné konvergence se bude muset projevat inflačním diferenciálem), 2. nákladnost devizových intervencí (týká se Malty a Kypru, zemí s měnovým výborem nikoliv), 3. ztráta informace, kterou standardně poskytuje směnný kurz a jeho vývoj o stavu ekonomiky. Česká republika zřejmě nepůjde v nejbližší budoucnosti touto cestou, nicméně bude-li se chtít připojit k Eurozóně, čeká ji veledůležitá otázka nastavení centrální parity. V pelotonu kandidátských zemí jsou konečně i země (Slovinsko, Rumunsko), které budou muset řešit problém opačný než ČR a Maďarsko, a sice problém trvajících znehodnocování měny.

#### 4.2.4 Inflační kritérium

Tabulka 10.: Plnění inflačního kritéria

	BG	CY	CZ	EST	HU	LAT	target EMU
1 993	74.01%	4.58%	20.80%	133.28%	22.51%	175.26%	
1 994	93.37%	4.69%	9.80%	47.66%	18.82%	36.14%	
1 995	69.25%	2.65%	9.37%	29.04%	28.25%	25.04%	
1 996	115.71%	2.98%	8.82%	23.38%	23.60%	17.74%	2.50%
1 997	1247.63 %	3.60%	8.42%	10.57%	18.33%	8.47%	2.70%
1 998	39.63%	<b>2.24%</b>	10.76%	8.29%	14.26%	4.68%	2.20%
1 999	2.61%	<b>1.63%</b>	2.11%	3.30%	10.02%	2.36%	2.10%
2 000	10.30%	4.15%	3.95%	4.02%	9.78%	<b>2.66%</b>	2.80%
2 001	7.43%	<b>1.97%</b>	4.71%	5.75%	9.18%	<b>2.49%</b>	3.30%
2 002	6.30%	<b>2.74%</b>	<b>2.06%</b>	3.71%	5.43%	<b>2.09%</b>	3.30%

	LIT	MAL	PL	RO	SK	SL	target EMU
1 993	527.05%	4.14%	37.13%	242.13%	23.19%	33.94%	
1 994	82.69%	4.14%	33.25%	166.51%	13.47%	19.80%	
1 995	40.05%	3.55%	28.41%	33.41%	9.97%	12.78%	
1 996	25.07%	2.93%	19.85%	38.21%	5.79%	9.69%	2.50%
1 997	8.90%	3.11%	15.14%	153.35%	6.14%	9.08%	2.70%
1 998	5.10%	2.39%	11.78%	64.05%	6.68%	8.59%	2.20%
1 999	<b>0.76%</b>	<b>2.13%</b>	7.30%	45.29%	10.55%	6.63%	2.10%
2 000	<b>1.01%</b>	<b>2.38%</b>	10.14%	46.24%	12.17%	10.84%	2.80%
2 001	<b>1.24%</b>	<b>2.92%</b>	5.53%	34.83%	7.33%	9.44%	3.30%
2 002	<b>0.72%</b>	<b>2.95%</b>	<b>2.25%</b>	24.77%	3.37%	7.52%	3.30%

Pramen: IMF, ECB.<sup>30</sup> Tučně vyznačená políčka značí plnění Maastrichtského kritéria.

<sup>30</sup> Inflace pro rok 2002: BG, CZ, EST, SK inflace v říjnu, HU, LAT, LIT, PL v září, RO, CY srpnu, MAL, SL v červenci, target EMU v dubnu.

Tabulka 10. zachycuje průměrnou roční inflaci v kandidátských zemích (data do 10/2002). Opět je smysluplné komentovat situaci v několika skupinách zemí. Není překvapující, že hlavní dělení bude stejné, jako v případě směnných kurzů.

#### Fixní kurzy

1. Kypr a Malta neprocházely na počátku 90. let bolestnou transformací ekonomiky s extrémně vysokými mírami inflace jako ostatní země. Od konce devadesátých let tak již obě tyto země (s jednou výjimkou) plní inflační kritérium.
2. Bulharsko, Pobaltí – důsledné sledování přísné kurzovní politiky sloužilo v těchto zemích jako nominální kotva pro domácí inflaci, kterou se z velmi vysokých hodnot podařilo rychle a nepřetržitě snižovat, v pobaltských státech od roku 1993, v Bulharsku od měnové reformy v roce 1997. Litva a Lotyšsko už několik let vykazují míry inflace pod hodnotou definovanou inflačním kritériem, Estonsko se této hodnotě rychle blíží (pro celý rok 2002 vykázalo Estonsko inflaci 3.6%<sup>31</sup>), stejně tak Bulharsko, tam je ovšem přetrvávající rozdíl větší.

#### Plovoucí kurzy

3. Porovnání České a Slovenské republiky je obdobné jako v případě nominálních kurzů – ČR je opět napřed v dočasném zvýšení inflace (rok 1998, pro Slovensko 1999), která se ale od té doby snižuje. Pro Slovensko se blíží referenční hodnotě, Česko už v tomto okamžiku plní inflační kritérium. Průměrná roční inflace byla nakonec v roce 2002 1.8% a meziroční inflace v lednu a únoru 2003 je záporná na úrovni -0.4%.<sup>32</sup>
4. Inflace v Maďarsku a Polsku byla ve vleku režimu směnného kurzu, po jeho opuštění se inflaci podařilo poměrně rychle stlačit na nižší úroveň, v Polsku dokonce pod referenční hodnotu. Inflace v Maďarsku pro celý rok 2002 byla opět, jako v případě Estonska, ještě o něco nižší, než udáváme v Tabulce 10. (5.3%), nicméně další vývoj při výše diskutovaných problémech s kurzem forintu, není snadno předvídatelný.
5. Rumunsko a Slovinsko také potvrzují vazbu mezi vývojem kurzu a inflace – v těchto zemích se udržuje na vysoké úrovni, které jsou především v Rumunsku velmi vzdálené referenční hodnotě. Příklad Slovinska je zajímavý, protože v tomto ohledu tato země nenaplnuje pověst jednoho z „premiantů“ mezi kandidátskými zeměmi.

---

<sup>31</sup> Viz Estonský statistický úřad.

<sup>32</sup> Viz Český statistický úřad.

Co se týče „boje proti inflaci“ je tedy Česká republika v nejlepší pozici jak mezi zeměmi Visegrádské čtyřky, tak i v širší skupině zemí, které neuplatňují pevný režim směnného kurzu. Ovšem je otázkou, zda nebyla protiinflační politika ČNB příliš restriktivní (např. podstřelení inflačního cíle např. v roce 2002 – inflační cíl byl stanoven na 3 – 5% a záporná meziroční inflace dnes) a neměla zbytečně velké reálné důsledky. V kapitole 2.2 jsme konstatovali fakt, že ČR nejenže vykazuje výrazně nižší růst než ostatní kandidátské země (HU, PL, SK, SL), ale vykazuje dokonce růst výrazně nižší, než by podle konceptu  $\beta$ -konvergence při své úrovni reálného důchodu měla vykazovat, tj. leží v Grafu 3. výrazně pod regresní přímkou.

Metodologickým problémem zůstávají odlišně definované spotřební koše ve sledovaných zemích, které znemožňují úplně přesné porovnání (jiná je situace v EU, kde se pro komparace používá harmonizovaný index, tzv. HCPI).

#### 4.2.5 Závěr

V prvé řadě je nutno konstatovat, že z hlediska plnění, či přibližování se Maastrichtským konvergenčním kritériím je nominální konvergence faktem. Jak interpretovat nominální konvergenci? Na tomto místě předznamenejme, že důležitou úlohu hraje bezpochyby sblížování pravidel pro tvorbu monetární politiky a sblížování monetární politiky jako takové v kandidátských zemích ve vztahu k Evropské unii. Zevrubněji budeme tento fakt diskutovat v kapitole 5.

Porovnejme nyní výsledky pro Českou republiku a země Visegrádské skupiny. Co se týče nominální konvergence, definované Maastrichtskými konvergenčními kritérii, je na tom Česká republika v porovnání s Maďarskem, Polskem a Slovenskem nejlépe. Plní všechna kritéria s výjimkou vládního deficitu. Ten se ovšem do budoucna jeví jako velmi významný problém a otázce reformy veřejných financí by měla být věnována maximální pozornost. Silná apreciacie koruny od počátku roku 2001 do poloviny roku 2002 by sice nemusela znamenat neplnění kritéria, nicméně dává velkou důležitost realistickému nastavení centrální parity koruny po vstupu do Mechanismu směnných kurzů (ERM2, dojde k němu po vstupu do Evropské unie, jenž je plánován na 1. 5. 2004). Hlavním důvodem pro výraznou nominální apreciaci je bezpochyby příliv kapitálu (ten by měl v letech 2003 - 2004 přeci jen zpomalit v souvislosti s předpokládaným nižším přílivem především přímých zahraničních investic). Spolupůsobit ale mohl i předstih růstu v ČR oproti EU (v posledních letech, narozdíl od většiny druhé poloviny devadesátých let, viz kapitola 3.3.2, Graf 4.) v souladu s logikou

Balassa – Samuelsonova efektu v situaci, kdy inflační diferenciál mezi ČR a EU prakticky mizí.

Maďarsko se v otázce kurzu forintu potýká se obdobnými, ale díky své kurzové politice vážnějšími problémy než ČR. Hlavní tlak na nominální zhodnocení měny má opět zcela jistě příliv kapitálu, nicméně BS efekt může spolupůsobit, jako v případě ČR. Maďarsko dále neplní inflační ani úrokové kritérium<sup>33</sup>, ale podařilo se mu v poslední době snížit úroveň vládního zadlužení pod 60% (deficity jsou přesto kromě roky 2000 vyšší než požadovaná 3%). I Polsko by mohlo mít problémy s plněním kurzového kritéria, který není příliš stabilní, plní však kromě kritéria dluhu i inflační kritérium. Slovensko má relativně stabilní měnu, ovšem dále plní již pouze kritérium dluhu.

U ostatních zemí, pro které jsme zkoumali situaci ohledně inflace a směnných kurzů je jasná souvislost mezi kurzovým režimem a inflací. Obecně lze říci, že ve snižování inflace z vysokých úrovní byly efektivnější země, které svůj směnný kurz vázaly na jinou, stabilní měnu či koš jako nominální kotvu (fixní kurz, či měnový výbor – Pobaltí a Bulharsko), oproti zemím s volnějším kurzovým režimem (Slovinsko, Rumunsko). Fixní kurz bývá zaváděn právě za účelem zamezení extrémně vysoké inflaci. Tento účel zjevně splnil. (S tím pochopitelně souvisí zvýšená stabilita reálných kurzů, kterou jsme diskutovali v kapitole 3.3) I těchto zemí se týká otázka následného podvázání ekonomického růstu (při velmi nízké inflaci). Zdá se však, že zmíněné země neuvažují o opuštění daného kurzového režimu, jak učinila ČR v roce 1997.<sup>34</sup> Inflační kritérium koneckonců ponechává možnost jistého inflačního diferenciálu, což je kanál, jímž v těchto zemích může v budoucnu docházet k reálné apreciaci. Na druhou stranu je třeba také říci, že díky režimu fixního kurzu byla reálná apreciacie národních měn v období vysoké inflace první poloviny 90. let poměrně razantní. Ze skupiny kandidátských zemí se logicky vyčleňuje Malta a Kypr, kterých se problémy s vysokou inflací netýkaly.

Podobně jako v předcházející kapitole se tedy ukazuje, že ani další země příliš neplní, či pozvolna přestávají plnit podmínku reálné apreciacie, nutnou podle Balassa – Samuelsonova efektu pro vykazování vyšších temp růstu reálného důchodu. Pro všechny země je minimálně možno konstatovat, že dochází k uzavírání kanálu inflačního diferenciálu, a nejvýrazněji pro země s fixním kurzem, které mají z definice uzavřen kanál kurzový (fixuje-

---

<sup>33</sup> V souvislosti s kredibilitou maďarské hospodářské politiky je jistě důležitější to, že Maďarská národní banka nespĺní svůj inflační cíl.

<sup>34</sup> ČR je také možné vnímat jako protipříklad zmíněného pravidla zavádění fixního kurzu za účelem snížení inflace, která byla v ČR snížena z dvouciferných hodnot až po opuštění fixního kurzu

li země na koš, je přinejmenším omezený). To je z dlouhodobého hlediska (BS efekt platí) poměrně překvapivé zjištění a lze očekávat, že tento vývoj bude mít i své reálné následky v případě, že by tato situace měla mít delšího trvání. Zopakujme opět, že fakt, že vývoj v dané zemi v daném roce neodpovídá logice Balassa – Samuelsonova efektu, neznamena, že tento neplatí. V delším období se s největší pravděpodobností jako jistá empirická zákonitost prosadí.

Následující kapitola se bude zabývat podrobnou analýzou konvergence měr inflace, zda je možné prokázat konvergenci inflace nejen podle Maastrichtských kritérií, ale i ekonometricky, jako takovou. V budoucnu, po zafixování směnných kurzů zúčastněných měn vůči euru, bude inflační diferenciál jediným zbylým kanálem, který umožní nominální (ve smyslu cenových hladin, nikoliv inflace) a s ní související reálnou konvergenci.



## 5 EKONOMETRICKÁ ANALÝZA KONVERGENCE

### INFLACE

Konvergenční kritérium inflace, definované Maastrichtskými kritérii, představuje jednoduché měřítko, jehož výstupem je „0“ či „1“, tj. země dané kritérium plní nebo naopak neplní. To, že všechny země v daném okamžiku plní toto kritérium, nemusí nutně znamenat, že dochází ke konvergenci ve smyslu snižování rozdílů mezi jednotlivými zeměmi v čase. Ekonometrická analýza umožňuje zkoumat právě tento problém.

### 5.1 JEDNODUCHÉ ADF TESTY

#### 5.1.1 Literatura

Pro testy konvergence se obvykle používají testy jednotkového kořene Dickeyho a Fullera (*unit root tests*), a to buď „jednoduché“ – DF test, či „rozšířené“ – ADF test (*augmented Dickey - Fuller test*). Z ekonometrického hlediska se jedná o testy stacionarity časových řad. Bude ukázáno, že tyto testy odpovídají našemu pojetí konvergence. Jejich autory jsou, jak napovídá pojmenování, Dickey a Fuller.<sup>35</sup> Jiným testem jednotkového kořene je např. PP test (Phillips, Perron). Jak bylo zmíněno v úvodu, na problém konvergence lze nahlížet dvěma způsoby. Buď je předmětem zkoumání „skupinová“ konvergence, tj. konvergence mezi několika zeměmi, nebo konvergence pouze dvou zemí. Metodologie (DF, ADF) testů je v obou případech podobná. V této části se budeme zabývat konvergencí měr inflace mezi dvěma zeměmi, respektive mezi jednotlivými kandidátskými zeměmi a průměrem EU, průměrem EMU a Německem. Máme tedy tři skupiny ADF testů, porovnání výsledků nám může sloužit i jako indikátor robustnosti výsledků. Německo bylo vybráno jako ekonomicky nejdůležitější stát EU a zároveň nejvýznamnější obchodní partner většiny zkoumaných kandidátských zemí. Výsledky pro EMU a Německo jsou pro větší přehlednost uvedeny v dodatku, neliší se výrazně od výsledků pro EU.

#### 5.1.2 Data

Pro kandidátské země pochopitelně vzniká problém s daty. Nemá cenu zkoumat konvergenci měr inflace pro období před rokem 1990, což ovšem velmi limituje analýzu, kterou lze

---

<sup>35</sup> Dickey, Fuller (1979), Dickey, Fuller (1981).

například pro EU smysluplně provádět pro období ne kratší než 50 let. Soubor dat byl získán z databáze Mezinárodního měnového fondu (IMF) pro všech dvanáct kandidátských zemí.<sup>36</sup> Jsou to měsíční údaje pro meziroční míru inflace. Tento fakt můžeme chápat jako výhodu, protože by nám měl mít za následek nižší autokorelaci v datech.<sup>37</sup> Výhodou je, že tato data máme pro všechny (12) kandidátských zemí i pro EU z jednoho zdroje. Jeden zdroj by měl být zárukou jisté konzistence dat. Časové rozpětí je 1993 – 2002, (červenec až říjen podle jednotlivých zemí – viz mírně odlišné počty pozorování ve výsledcích). Z logiky věci začínají data pro ČR a SR rokem 1994. Kután, Yigit (2002) ve své analýze konvergence kandidátských států mezi sebou a k EU považují použití dat až od roku 1993 v porovnání s použitím dat již např. od roku 1990 za výhodné, s tím, že do analýzy nezahrnujeme počáteční roky transformace s extrémně vysokou inflací, které by mohly zkreslit výsledky.

### 5.1.3 Metodologie

Nejobecnější test jednotkového kořene Dickeyho a Fullera zkoumá model, jenž obsahuje lineární trend i konstantu:

$$d_t = \alpha + \beta \cdot t + \varphi \cdot d_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (5.1)$$

Časová řada  $d$  je tedy generována AR(1) procesem. (Rozšíření na procesy vyššího řádu – ADF testy, viz dále.) Tato časová řada má jednotkový kořen, je-li  $\varphi = 1$ . Hodnoty  $0 < \varphi < 1$  odpovídají stacionaritě různých druhů podle toho, zda je přítomen časový trend (parametr  $\beta$ ) či úrovněová konstanta (parametr  $\alpha$ ). Dosadíme do tohoto modelu za  $d$  rozdíl inflací, který je předmětem našeho zájmu.

$$\pi_{i,t} - \pi_{EU,t} = \alpha + \beta \cdot t + \varphi \cdot (\pi_{i,t-1} - \pi_{EU,t-1}) + \varepsilon_t,$$

kde  $i = 1, \dots, 12$  označuje kandidátské země. Postupně pro všechny kandidátské země nezávisle na sobě bude tedy regresní analýza provedena tímto způsobem. U druhého členu používáme jako příklad EU tam, kde bude figurovat i EMU a Německo. Index  $t$  značí čas. V námi prezentovaném scénáři konvergence inflace nemá smysl uvažovat přítomnost lineárního trendu (trendová stacionarita). To by totiž vedlo k explozivní inflaci v jedné z analyzovaných zemí (nebo naopak poklesu cen k nule), což data nevykazují. Proto začínáme odhadovat rovnici ve tvaru:

<sup>36</sup> Tj. (včetně dále použitých zkratk): BG – Bulharsko, CY – Kypr, CZ – Česká republika, EST – Estonsko, HU – Maďarsko, LAT – Lotyšsko, LIT – Litva, MAL – Malta, PO – Polsko, RO – Rumunsko, SK – Slovensko, SL – Slovinsko.

<sup>37</sup> Kočenda (2001), data ze stejného důvodu takto upravuje.

$$\pi_{i,t} - \pi_{EU,t} = \alpha + \varphi \cdot (\pi_{i,t-1} - \pi_{EU,t-1}) + \varepsilon_t.$$

Tvrzení: Zamítneme-li nulovou hypotézu jednotkového kořene ve prospěch alternativní hypotézy stacionarity  $0 < \varphi < 1$  a je-li dále  $\alpha = 0$ , odpovídá to za jistých podmínek pro rezidua definici  $\sigma$ -konvergence z kapitoly 2.1.4.

Argumentace: Tvrzení je pro 2 „země“ (EU a kandidátská země  $i$ ) intuitivní, jeho komplikovanější alternativu dokážeme pro panelová data a skupinovou konvergenci v kapitole 5.2.3.

Neplatí-li výše uvedená podmínka ohledně nulovosti konstanty, mluvíme o úrovnové stacionaritě, míry inflace se sice sblíží (konvergují), nicméně mezi nimi přetrvává nějaký nenulový rozdíl, mezera, ke které má rozdíl měr inflace tendenci při výkyvech konvergovat.

Vrátíme se nyní k jednoduššímu zápisu rovnice (5.1) s tím, ovšem bez trendu. Máme-li tedy 12 časových řad  $d_t = \pi_{i,t} - \pi_{EU,t}$  (pro jednoduchost upouštíme od jejich indexování), můžeme psát:

$$d_t = \alpha + \varphi \cdot d_{t-1} + \varepsilon_t,$$

což můžeme upravit takto (od obou stran rovnice odečteme  $d_{t-1}$ , difference  $d_t - d_{t-1} = \Delta d_t$ ):

$$\Delta d_t = \alpha + (\varphi - 1) \cdot d_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{5.2}$$

Pro model bez konstantního členu máme:

$$\Delta d_t = (\varphi - 1) \cdot d_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Toto jsou základní modely, které použijeme k testování jednotkového kořene. Pro odhad metodou nejmenších čtverců musíme mít splněny obvyklé předpoklady, mj. také sériovou nekorelovanost reziduí. Pro ošetření tohoto problému (odhad by byl nekonzistentní) se používá tzv. ADF test (*augmented Dickey – Fuller test*, tedy rozšířený Dickey – Fullerův test). Pro model (5.2):

$$\Delta d_t = \alpha + (\varphi - 1) \cdot d_{t-1} + \sum_{n=1}^p \beta_n \cdot \Delta d_{t-n} + \varepsilon_t. \tag{5.3}$$

Jak určíme počet zpětných diferencí  $p$ ? Na začátku je jejich počet nastaven na maximální úroveň. Pokud je poslední zpětná diference nesignifikantní, je odebrána a model je přepočítán znovu bez této diference do té doby, než nalezneme první zpětnou diferenci, která je signifikantní. Pokud není signifikantní ani jedna zpětná diference, lze použít jednoduchou verzi Dickey – Fullerova testu. Pro určení významnosti koeficientu u poslední zpětné diference lze použít 10% hodnotu asymptoticky normálního rozdělení, 1.645. Zbývá určit maximální počet zpětných diferencí  $p_{max}$ . Greene (2003, s. 644) uvádí tuto hodnotu:

$$p_{\max} = INT\left(12 \cdot \left(\frac{T}{100}\right)^{0,25}\right),$$

kde *INT* (*integer part of*) stojí pro celočíselnou část součinu v závorce, *T* pro počet pozorování. Pro množinu dat o počtu 100 až 137 (v té se budeme převážně „pohybovat“) je  $p_{\max} = 12$ . Výjimkami z uvedené metody určení počtu zpoždění se zabývá následující odstavec.

Pro odhad koeficientů ADF modelů použijeme metodu nejmenších čtverců (OLS – *ordinary least squares*), rozptyl je odhadnut Whiteovou metodou robustní vůči heteroskedasticitě. Kvalita odhadu koeficientů těchto modelů je podmíněna poměrně striktními požadavky na chování reziduí. Zaměříme se zde na testování nekorelovanosti reziduí. Porušení tohoto požadavku má totiž mimořádně závažné důsledky pro kvalitu našich odhadů. Nejstarší a nejpoužívanější test, Durbin – Watsonův, nemůžeme za přítomnosti zpožděných hodnot vysvětlované proměnné (dynamické modely) použít. Nabízejí se však jiné možnosti. Testem, který použijeme, je tzv. Ljung – Boxova Q-statistika, definovaná takto:

$$Q_P = T \cdot (T + 2) \cdot \sum_{j=1}^P \frac{r_j^2}{T - j}, \text{ kde}$$

$$r_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T e_t \cdot e_{t-j}}{\sum_{t=1}^T e_t^2},$$

$r_j$  je zde odhadem v regresi rezidua na reziduu zpožděném o *j* pozorování:

$$e_t = r_j \cdot e_{t-j} + v_t.$$

Rezidua v této regresní rovnici jsou rezidua z ADF regresní rovnice (5.3) s optimalizovaným počtem zpětných diferencí. Je tedy nasnadě, že můžeme vytvořit poměrně dlouhou řadu  $r_j$  a Q-statistik v závislosti na rostoucím *P*. V případě nulové autokorelace je  $r_j$  také odhadem korelačního koeficientu  $\rho_j$  mezi těmito dvěma rezidui (jsou nulové). Q-statistika má za platnosti nulové hypotézy (tedy  $\rho = 0$ ) rozdělení  $\chi_P^2$  (chi-kvadrát s *P* stupni volnosti). Výslednou Q-statistiku tedy porovnáme s tímto rozdělením, což nám na daném intervalu spolehlivosti umožní případně zamítnout nulovou hypotézu. Je dobré si uvědomit, že tou je pro případ vyšších hodnot *P* autokorelace až do stupně *P*. Q-statistika byla testována do 36 zpoždění. U třech zemí (Estonsko, Litva, Lotyšsko) jsme zamítli nulovou hypotézu ve vztahu k EU, EMU i Německu. Proto byla hodnota *t* v případě Estonska a Lotyšska zvýšena na 12 (původní počet zpožděných diferencí, určený rekurzivní metodou, byl 9 respektive 11), v případě Litvy na 23 v případě konvergence vůči Německu, respektive 22 u EU a EMU. Ač

koeficienty neplní ve všech případech výše uvedenou podmínku statistické významnosti, problém autokorelace je tímto eliminován. Pro žádnou zkoumanou časovou řadu jsme následně pro  $1 < P < 36$  na 5% hladině významnosti nezamítli nekorelovanost reziduí. Zpětné diference tak plní úlohu, pro kterou byly do regresní rovnice zahrnuty a sice, odstranit autokorelaci v reziduích.

Vlastní postup výpočtu pro danou časovou je následující. Testová statistika pro  $(\varphi - 1)$  má při platnosti nulové hypotézy jednotkového kořene ( $\varphi = 1$ ) nestandardní rozdělení. Díky velké množině simulací, provedených MacKinnonem (1991) jsou však kritické hodnoty snadno dostupné. Zamítáme-li nulovou hypotézu v rovnici (5.3) ověříme statistickou významnost konstanty standardní t-statistikou. Je-li tato nesignifikantní (na 10%) konstantu vyřadíme (Estonsko, Litva a Lotyšsko ve všech třech případech, Malta vs. EMU aj.) a odhadujeme model (5.3) bez interceptu, tedy:

$$\Delta d_t = (\varphi - 1) \cdot d_{t-1} + \sum_{n=1}^p \beta_n \cdot \Delta d_{t-n} + \varepsilon_t. \quad (5.4)$$

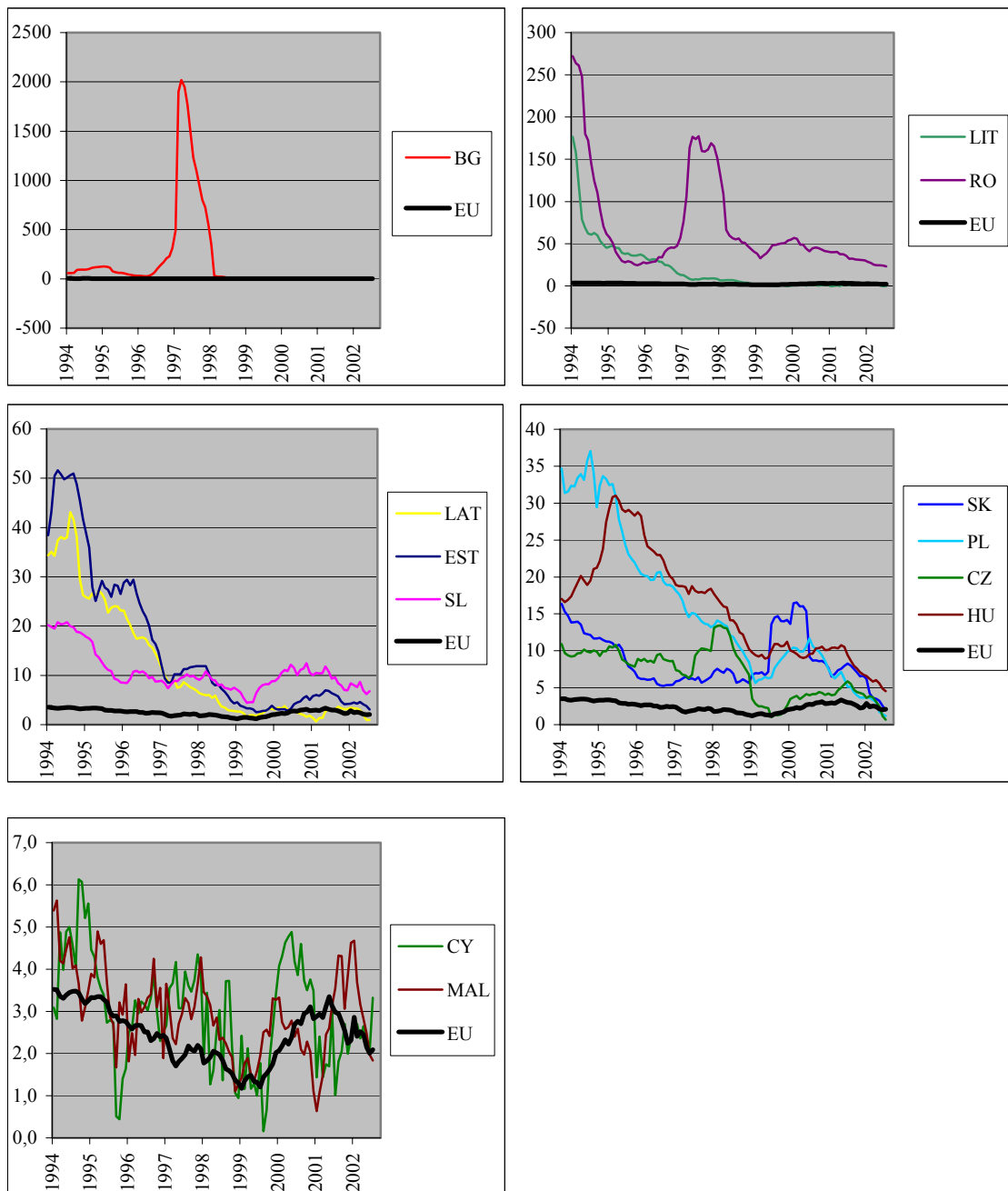
Je-li konstanta signifikantní, řada vykazuje úrovnovou stacionaritu (*level stationarity*). Vyšší hodnotu (10% místo jindy obvyklých 5%) volíme proto, že je nejspíš lepší konstantu v modelu ponechat, než ji neoprávněně vyřadit.

Nezamítnutí nulové hypotézy může být zaviněno právě přítomností konstanty v modelu (předefinování modelu). Testujeme statistickou významnost konstanty. Ne-li konstanta statisticky významná, odhadujeme dále rovnici (5.4). Rozdělení t-statistiky konstanty je za platnosti nulové hypotézy (nezamítáme ji, viz výše) opět nestandardní, používáme proto 5% kritické hodnoty pro 100 pozorování, tabelované v Dickey, Fuller (1981). Nestalo se, že bychom pro nezamítnutou nulovou hypotézu měli zároveň statisticky významnou konstantu, proto ve všech těchto případech byla konstanta vyřazena a dále odhadován model (5.4). Potvrzení správnosti tohoto postupu by nám v poskytl také statistika  $\Phi_1$ , definovaná v Dickey, Fuller (1981), testující sdruženou hypotézu ( $\alpha = 0, \varphi = 1$ ). Nezamítáme-li při nezamítnutí jednoduché nulové hypotézy ( $\varphi = 1$ ) tuto sdruženou hypotézu, jeví se vyřazení konstanty jako správný krok.

### 5.1.4 Empirické výsledky<sup>38</sup>

Před uvedením podrobných výsledků uvedeme několik grafů, které by měly předznamenat a zároveň pomoci větší přehlednosti výsledků.

Graf 6.: Vývoj inflace v kandidátských zemích



*Pramen: IMF.*

<sup>38</sup> Výpočty byly provedeny v E-Views, výhoda spočívá mimochodem v tom, že program automaticky udává přesné kritické hodnoty podle MacKinnona (1991) a nebylo je nutno vyhledávat. Na zdroj přesto odkazujeme.

V grafech dokumentujeme období 1994 – 2002. Do skupin v těchto grafech byly země rozděleny v zájmu přehlednosti – v prvním grafu Bulharsko s extrémně vysokou inflací v průběhu transformace (v roce 1997), ve druhé Rumunsko a Litva, ve třetí Lotyšsko, Litva a Slovinsko, ve třetí země Visegrádu, v poslední Kypr a Malta s relativně nízkou inflací. (Grafy pro EMU a Německo by pochopitelně vypadaly takřka identicky, proto je neuvádíme.) Z těchto grafů se konvergence inflace jeví jako jasný fakt minimálně pro některé země, uvidíme ovšem, zda jsem schopni ji prokázat regresní analýzou.

Tabulka 11. shrnuje zjištěné výsledky, které jsou pro konvergenci kandidátských zemí k EU, EMU a Německu takřka identické.<sup>39</sup> Tabulky pro konvergenci měr inflace kandidátských zemí k EMU a Německu byly proto umístěny v dodatku.

Tabulka 11.: Výsledky ADF testů časových řad – konvergence k průměru EU

AV EU	P	T	$\varphi$	t-stat.	$\alpha$	t-stat.	P-hodnota	Kritické hodnoty $\varphi^+$		
								1%	5%	10%
<b>BG</b>	1	115	0.9264**	-2.4095				-2.58	-1.94	-1.62
<b>CZ</b>	12	92	0.9848	-1.0976				-2.59	-1.94	-1.62
<b>EST</b>	12	104	0.9637***	-4.0246				-2.59	-1.94	-1.62
<b>HU</b>	12	104	0.9967	-0.6295				-2.59	-1.94	-1.62
<b>LAT</b>	12	104	0.9481***	-3.5060				-2.59	-1.94	-1.62
<b>LIT</b>	22	94	0.9566***	-2.6184				-2.59	-1.94	-1.62
<b>PL</b>	12	104	0.9818**	-2.5744				-2.59	-1.94	-1.62
<b>RO</b>	12	103	0.9720	-1.5137				-2.59	-1.94	-1.62
<b>SK</b>	12	92	0.9768	-1.2817				-2.59	-1.94	-1.62
<b>CY</b>	12	103	0.5966**	-3.1413	0.2303	2.5311	0.0131	-3.49	-2.89	-2.58
<b>MAL</b>	12	102	0.6732**	-2.9589	0.1415	1.9065	0.0598	-3.50	-2.89	-2.58
<b>SL</b>	12	102	0.9389***	-3.2862	0.4638	2.6011	0.0109	-3.50	-2.89	-2.58

Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.

<sup>+</sup> Mac Kinnonovy kritické hodnoty.

$p$  – počet zpožděných diferencí,  $T$  – počet pozorování.

Než se pustíme do další interpretace výsledků, připomeňme, že hodnoty koeficientu  $\varphi$  v intervalu  $(0, 1)$  indikují konvergenci s tím, že čím je tento koeficient menší, tím rychlejší je tato konvergence ( $\varphi$  odpovídá podílu přetrvávajícího z původního rozdílu mezi dvěma řadami inflace po uplynutí jednoho období).

<sup>39</sup> Jediný významnější rozdíl oproti výsledkům Tabulky 11. lze vysledovat v případě Malty – nesignifikantní koeficient  $\varphi$  pro případ konvergence k Německu a vyřazená nesignifikantní konstanty pro konvergenci k EMU. Tyto rozdíly nebudeme dále komentovat.

Výsledky budeme komentovat podle příslušnosti zemí ke geografickým skupinám. Pro Českou republiku nejsme schopni zamítnout hypotézu jednotkového kořene. Byla-li tedy Česká republika „nejlepší“ mezi těmito zeměmi, co se týče absolutní úrovně inflace a plnění Maastrichtského kritéria, ekonometrickou analýzou časových řad diferencí inflace se konvergenci nepodařilo prokázat. Ze zemí Visegrádské čtyřky (CZ, HU, PL, SK) se podařilo prokázat konvergenci inflace k EU pouze pro Polsko. Regresní koeficient je statisticky odlišný od nuly na 5% hladině významnosti. Jak si tento fakt vysvětlit? Především, Polsko vykázalo ve vztahu k počátku časové řady největší pokles inflace. Zadruhé, jak je patrné z grafu, prodělaly všechny země v průběhu 90. let opětovný nárůst inflace (Maďarsko v roce 1995, ČR v roce 1998, Slovensko a Polsko v letech 1999 – 2000). Je pravděpodobné, že právě tento zpětný nárůst, který můžeme dávat do souvislosti např. s deregulacemi, znemožnil prokázat konvergenci – stacionaritu. Napovídá tomu i skutečnost, že výkyv inflace v Polsku, pro které jediné jsme hypotézu jednotkového kořene zamítli, byl relativně nejnižší. Které další faktory mohly zapříčinit takovou nejasnost výsledků tuto čtveřici států? Obsahují opravdu tyto časové řady jednotkový kořen, nebo musíme hledat chybu jinde? Známým faktem je nízká síla Dickey-Fullerova testu pro omezené výběry dat. Což je přesně tento problém, nízká síla testu znamená, že nelze zamítnout nulovou hypotézu, ačkoliv tato ve skutečnosti neplatí. Řešení lze nalézt v panelových testech, jimiž se budeme zabývat v následující sekci.

Diskutujme nyní výsledky pro pobaltské státy, které tvoří specifickou skupinu mezi kandidátskými státy. To se koneckonců ukázalo již dříve, kdy jsme museli upravovat počet zpětných diferencí. Regresní koeficient je statisticky významný (pro všechny tři země v obou regresních rovnicích) na 1% hladině významnosti. Co se týče rychlosti konvergence, ve vztahu k EU je nejvyšší pro Lotyšsko, které následuje Litva a Estonsko. Ve vztahu k Německu je konvergence nejvyšší pro Litvu, následuje Lotyšsko a Estonsko.

Další zvláštní skupinu vedle Pobaltí tvoří Malta, Kypr a Slovinsko. V jejich případě optimální ADF test obsahuje kladnou úrovnovou konstantu. Z toho plyne, že řady konvergují k nějaké kladné konstantě. Neboli, existuje nějaký persistentní rozdíl mezi inflací v EU, respektive v Německu a ve jmenovaných zemích (v těchto je pochopitelně vyšší). Tyto výsledky jsou ovšem pro Maltu zpochybněny tím, že regresní koeficient není v případě konvergence k Německu statisticky významný (nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu jednotkového kořene ani na 10% hladině významnosti). Jinak vykazuje Kypr výrazně vyšší rychlost konvergence. Zajímavou otázkou, o jejíž odpovědi ovšem nebudeme na tomto místě



zatím příliš spekulovat, by bylo zkoumat, které faktory způsobily zařazení těchto tří zemí do této vůči zbývajícím zemím poměrně vyhraněné skupiny. Jedná se každopádně o ekonomicky nejrozvinutější země ze skupiny kandidátských zemí.

Zbývají dva balkánské státy, Rumunsko a Bulharsko, které se ve vztahu k EU odlišují od zbývajících zemí tím, že jim nebylo nabídnuto přistoupení k EU v roce 2004. Bulharsko je ve výsledcích velmi specifické již počtem optimálních zpětných diferencí, kterých je v modelu pouze 1. Zamítáme po něj ale hypotézu jednotkového kořene na 5% hladině významnosti s tím, že vykazuje i poměrně vysokou rychlost konvergence (např. vyšší než všechny pobaltské státy). Pro Rumunsko nejsme schopni jednotkový kořen zamítnout.

Problém, kterému není v literatuře věnováno příliš pozornosti, je problém synchronizace hospodářského cyklu. Ekonomická teorie předpokládá, že hospodářská expanze vyvolává inflační tlaky. Pokud není hospodářský cyklus mezi zkoumanými zeměmi v čase synchronizován, bylo by záhodno zjistit velikost těchto rozdílů a adekvátním způsobem je do modelů zapracovat. Řešením by bylo naformulovat nějakou funkci synchronizace hospodářského cyklu (v našem případě by se například mohlo jednat o sumu absolutních hodnot rozdílů v inflaci mezi zeměmi). Dále bychom zkoumali, jak se tato funkce chová při posouvání jedné či druhé řady vpřed a minimalizovali bychom ji pro nějaké omezené maximální posunutí. Na takto optimalizovanou řadu diferencí bychom aplikovali výše použitý postup.

### 5.1.5 Závěr

Důkazy pro konvergenci měr inflace kandidátských zemí k Evropské Unii nejsou stejné pro všechny země. Konvergenci se podařilo prokázat pro Bulharsko, pobaltské státy a Polsko (seřazeny zde taktéž podle rychlosti konvergence). Pohled na Graf 6. či do Tabulky 10. odhaluje zajímavou věc. Těchto pět zemí se na počátku 90. let potýkalo s největší inflací ze všech kandidátských zemí (u Bulharska došlo k největšímu nárůstu až v roce 1997). Je proto logické, že při procesu snižování inflace na „normálnější“ úrovně, prokážeme konvergenci k inflaci Evropské unii, která se především během počátečního období nacházela ve srovnání s kandidátskými státy na velmi nízké úrovni. Prokázanou konvergenci tedy interpretujeme jako odeznívání původního šoku, s tím, že čím větší původní šok, tím snáze prokážeme konvergenci. Rumunsko vykazovalo taktéž velmi vysokou inflaci, ale hypotézu jednotkového kořene nejsme schopni zamítnout. Může to být zaviněno tím, že Rumunsko vykázalo (podobně jako Bulharsko) největší nárůst inflace až několik let od začátku použité časové

řady (rok 1997) a k poklesu došlo následně. Ve stejném duchu jsme komentovali i nemožnost zamítnout nulovou hypotézu jednotkového kořene pro Maďarsko, ČR a Slovensko. Srovnání výsledků Bulharska a Rumunska, jejichž inflace vykazovala obdobný vývoje, je v tomto smyslu poněkud těžko interpretovatelné. Snad je důvodem to, že výkyv (a tedy i následný pokles) inflace v Bulharsku byl extrémně velký i ve srovnání s Rumunskem. Úrovnňovou stacionaritu se signifikantními kladnými konstantami vykazují řady pro Kypr, Maltu a Slovinsko. Tento fakt lze chápat tak, že sice dochází ke konvergenci inflace, ale přetrvává nějaký kladný inflační diferenciál. Pro Kypr a Maltu, které uplatňují režim fixního kurzu, bychom tuto situaci mohli interpretovat jako cenovou konvergenci v důsledku procesu reálného dohánění EU z titulu Balassa – Samuelsonova efektu (data na reálný HDP jsem ovšem pro tyto dvě země nebyli schopni v předchozích kapitolách analyzovat, proto je toto spíše teze, než závěr). Prokázání úrovnňové stacionarity pro tyto dvě země je však důležité z toho hlediska, že ji již není možné interpretovat jako v případě tranzitivních ekonomik střední a východní Evropy (což platí i pro Slovinsko) jako odeznívání původního šoku, protože tyto země žádné extrémně vysoké míry inflace nevykazovaly. Další možný faktor, který může spolupůsobit, je sladování hospodářského cyklu. Na prokázání této kauzality (sladování hospodářského cyklu má za následek konvergenci inflace) by však bylo potřeba důkladnější analýzu. Velké inflační diferenciály Slovinska ve vztahu k EU (a tedy úrovnňová stacionarita) na druhou stranu souvisí spíše než s vyšší rychlostí (reálného) dohánění EU opět s režimem směnného kurzu, který stabilně znehodnocuje.

## 5.2 ADF TESTY PRO PANELOVÁ DATA

### 5.2.1 Literatura

V této části se budeme zabývat skupinovou konvergencí inflace - jedná se o analýzu panelových dat. Výhodnost této techniky spočívá ve větší síle testu pro relativně malý panel ve srovnání s jednou časovou řadou (v případě dvou zemí zkoumáme stacionaritu časové řady rozdílu dvou časových řad inflace, viz předchozí sekce). K tomuto výsledku dospěli Levin, Lin (1992).<sup>40</sup> Stejná metodologie je použito např. v Papell (1997), který ji používá k testování teorie parity kupní síly. Kočenda (1997) analyzuje konvergenci reálných kurzů zemí střední a východní Evropy v různých skupinách v závislosti na druhu směnného kurzu a příslušnosti do (tehdy) očekávaných vln přistoupení k EU, v Kočenda (2001) je konvergence mezi kandidátskými zeměmi analyzována v několika různých veličinách, jak nominálních, tak reálných. Kočenda, Papell (1997) analyzují problém konvergence inflace mezi zeměmi Evropské unie v závislosti na participaci v ERM, příslušnosti země do jádra EU a dalších ad hoc definovaných skupin. Jako kontrolní slouží autorům skupiny zemí mimo EU. Výsledky mohou být zajímavé i pro kandidátské země. Autorům se podařilo prokázat konvergenci v mírách inflace mezi zeměmi EU s tím, že trvalá účast v ERM znamená dramaticky vyšší rychlost konvergence (jejich časové řady ovšem končí rokem 1994). Dále, konvergence měr inflace pro země participující v ERM byla nižší v době před vznikem ERM, což dokumentuje kladnou roli ERM. Konvergence měr inflace může být chápána i jako konvergence monetárních politik, která byla (a bude) fundamentální pro přípravu na zavedení (vstup do) Eurozóny, kde je monetární politika pouze jedna. Závěr, že participace v ERM, což je jedna z podmínek pro vstup do Eurozóny, zvyšuje rychlost konvergence, není proto příliš překvapující. Použitá metodologie nebude přesně shodná s žádným z výše jmenovaných článků, které se zabývají inflací, na podobnosti však bude na příslušném místě upozorněno. I kvůli možnosti porovnání výsledků. V závěru zmíníme některé alternativní přístupy.

Pokud by situace měla být totožná pro kandidátské země, měli bychom být schopni prokázat konvergenci k EU již nyní. To se pro některé země podařilo v předcházející kapitole. Předmětem této kapitoly bude tedy zkoumat, zda nám panelové regrese umožní tuto skupinu zemí upřesnit či rozšířit. Dále bychom ale také vzhledem k tomu, že všechny země se připravují na vstup do EU (ač Bulharsko a Rumunsko ještě nemají jasný termín možného

---

<sup>40</sup> Revidováno v Levin, Lin (1993) a dále revidováno a vydáno Levin, Lin, Chu (2002).

vstupu) mohli očekávat konvergenci míry inflace mezi kandidátskými zeměmi. Jak tomu bude po vstupu do EU a zapojení do (dnes již) ERM2? U stávajících členů ukazují Kočenda, Papell (1997) zvýšení rychlosti konvergence. Proti tomuto ovšem stojí argument rozdílných situací v dnešní době a v době před vznikem ERM (1979). Kandidátské země se již dnes „pilně“ připravují na budoucí plnění konvergenčních kritérií (viz kapitola 3.1.) a je tedy možné, že již další výrazné zvýšení stupně konvergence není v budoucnu možné.

V panelu budeme zkoumat konvergenci kandidátských zemí mezi sebou **(a)** s tím, že jako kontrolní vzorek odhadneme také několik regresních rovnic pro vybrané skupiny zemí EU. Tyto výsledky nám ovšem příliš neřeknou o konvergenci kandidátských zemí k EU. Možným řešením je provést testy jednotkového kořene pro EU, přidávat poté jednotlivé kandidátské země a sledovat, jak se toto projeví. Zde však vzniká další problém – 15 zemí EU převáží vliv jedné kandidátské země. Proto aplikujeme stejnou metodu jako v případě ADF testů v předchozí části – tedy konvergence jednotlivých zemí k průměru EU - **(b)** (vzhledem k téměř shodným výsledkům v sekci 3.2.1. pro EU a EMU a Německo se omezíme pouze na konvergenci k průměru EU). Ovšem v panelu. Podle různých charakteristik nadefinujeme mezi kandidátskými zeměmi několik skupin.

### 5.2.2 Data

V této sekci používáme stejná data jako v sekci předchozí, tj. data IMF na meziroční inflaci, přičemž máme k dispozici řadu měsíčních údajů. Pro panely v sekci (a) jsou data tohoto rozsahu: pro EU máme od 01-1993 do 11-2002 řady 117 pozorování. Opět platí již zmíněné, data pro Irsko jsou výrazně kratší, proto byla z analýzy tato země vyřazena. Panely v sekci (b) a sekci (a) kandidátských zemí byly omezeny na 103 dat (tj. 01-1994 až 07-2002), abychom zajistili porovnatelnost výsledků. Zopakujme, že rokem 1994 začínají data pro ČR a Slovensko (v podstatě ale z konstrukce data plyne, že používáme informaci od začátku roku 1993).

### 5.2.3 Metodologie

#### Testy druhu (a)

Necht' je inflace modelována AR(1) procesem. Tento předpoklad není podložen žádnou ekonomickou teorií ohledně toho, jak se inflace vyvíjí. V další části bude tento proces opět upraven, aby zachytil větší množství zpoždění než jedno. Podobně jako v podkapitole 5.1 nezahrnujeme do analýzy časový trend.  $\pi_{i,t}$  označuje inflaci v zemi  $i$ , v čase  $t$ :

$$\pi_{i,t} = \alpha + \varphi \cdot \pi_{i,t-1} + u_{i,t}. \quad (5.4)$$

Aritmetický průměr inflace v zemích dané skupiny v čase  $t$  potom je:

$$\bar{\pi}_{i,t} = \alpha + \varphi \cdot \bar{\pi}_{i,t-1} + v_{i,t}. \quad (5.5)$$

Odečteme-li od rovnice (5.4) rovnici (5.5), dostaneme:

$$\pi_{i,t} - \bar{\pi}_{i,t} = \varphi \cdot (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}. \quad (5.6)$$

Všimněme si, že v takto nadefinovaném modelu „vypadává“ intercept. Označme si inflační diferenciál od průměru sledované skupiny zemí  $\pi_{i,t} - \bar{\pi}_{i,t} = d_{i,t}$ . Pak

$$d_{i,t} = \varphi \cdot d_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad (5.7)$$

Stacionaritě (konvergenci) odpovídají situace, kdy  $|\varphi| < 1$ . Ukažme nyní, v jakém vztahu je toto k pojetí  $\sigma$ -konvergence, definované výše (nerovnice 2.7 v kapitole 2.1.4, definovali jsme pro reálnou konvergenci, nicméně koncept jako takový lze použít i v tomto případě).

Tvrzení:  $\varphi^2 < 1$  za jistých podmínek implikuje  $\sigma$ -konvergenci,  $\sigma$ -konvergence za jistých podmínek implikuje  $\varphi^2 < 1$ .

Důkaz: Výběrový odhad rozptylu použijme do definice  $\sigma$ -konvergence:

$$\frac{\sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2}{n-1} > \frac{\sum_{i=1}^n (\pi_{i,t} - \bar{\pi}_t)^2}{n-1}.$$

Dosadíme z regresní rovnice (5.6) za  $(\pi_{i,t} - \bar{\pi}_t)$  a upravujeme:

$$\begin{aligned} \frac{\sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2}{n-1} &> \frac{\sum_{i=1}^n (\varphi^2 \cdot (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 + 2\varphi \cdot (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^2)}{n-1}, \\ \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 &> \sum_{i=1}^n (\varphi^2 \cdot (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 + 2\varphi \cdot (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^2), \\ \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 &> \varphi^2 \cdot \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 + 2\varphi \cdot \sum_{i=1}^n ((\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t}) + \sum_{i=1}^n (\varepsilon_{i,t})^2, \\ \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 - \varphi^2 \cdot \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 &> 2\varphi \cdot \sum_{i=1}^n ((\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t}) + \sum_{i=1}^n (\varepsilon_{i,t})^2, \\ (1 - \varphi^2) \cdot \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2 &> 2\varphi \cdot \sum_{i=1}^n ((\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t}) + \sum_{i=1}^n (\varepsilon_{i,t})^2, \end{aligned}$$

$$(1 - \varphi^2) > \frac{2\varphi \cdot \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t} + \sum_{i=1}^n (\varepsilon_{i,t})^2}{\sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1})^2}. \quad (5.8)$$

Nemůžeme nic jistého tvrdit nerovnosti (5.8). Jmenovatel pravé strany je kladný. Je-li čitatel kladný (tj.  $-2\varphi \cdot \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t} < \sum_{i=1}^n (\varepsilon_{i,t})^2$ ), a nerovnost je splněna ( $\sigma$ -konvergence), musí být  $\varphi^2 < 1$ , (resp.  $|\varphi| < 1$ ), což je proto podmínka nutná, ale nikoliv postačující pro  $\sigma$ -konvergenci.  $\varphi^2 < 1$  nezaručuje při kladném čitateli splnění nerovnosti. Za platnosti této podmínky tedy  $\sigma$ -konvergence implikuje  $\varphi^2 < 1$ . Naopak, pokud je čitatel záporný (tj.  $-2\varphi \cdot \sum_{i=1}^n (\pi_{i,t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \cdot \varepsilon_{i,t} > \sum_{i=1}^n (\varepsilon_{i,t})^2$ ), pak  $\sigma$ -konvergenci implikuje  $\varphi^2 < 1$ . Je-li čitatel roven nule, vztah platí jako ekvivalence. Z  $\varphi^2 < 1$  má pro nás význam především situace, kdy  $0 < \varphi < 1$ , je poněkud nerealistické, že by konvergence probíhala oscilací okolo průměru ( $-1 < \varphi < 0$ ).

Jednoduchý DF test zkoumá v rovnici (5.6), resp. (5.7) zda regresní koeficient  $\varphi < 1$ . Jsou-li rezidua autokorelovaná, je nutno ke konzistentnímu odhadu parametru  $\varphi$  odhadovat ADF model, tedy rovnici ve tvaru (diference  $d_{i,t-n} - d_{i,t-n-1} = \Delta d_{i,t-n}$ ):

$$d_{i,t} = \varphi \cdot d_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{p_i} \beta_{i,n} \cdot \Delta d_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}. \quad (5.9)$$

Rovnici (5.9) je dále možno upravit tak, že od obou stran rovnice odečteme  $d_{i,t-1}$ :

$$\Delta d_{i,t} = (\varphi - 1) \cdot d_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{p_i} \beta_{i,n} \cdot \Delta d_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}. \quad (5.10)$$

Počet zpětných diferencí  $p_i$  určíme shodným způsobem jako v případě ADF testů časových řad pro každou časovou řadu zvlášť (viz kapitola 5.1.3), takto optimalizované  $p_i$  potom použijeme pro odhad v panelu. Všimněme si dále, že z tohoto důvodu je i vektor koeficientů u zpožděných diferencí heterogenní, tj.  $\beta_{1,1} \neq \beta_{2,1} \neq \beta_{3,1} \neq \dots$ , neboli  $\beta_{i,n} \neq \beta_{j,n}$ . Snadněji takto odstraníme autokorelovanost v případě různých řad. Původně byly odhadovány modely se shodnými koeficienty a tedy shodnou délkou zpoždění pro všechny země (časové řady) v panelu (tento postup viz Kočenda, Papell (1997)). Ukázalo se ovšem, že takto nejsme v použitých datech prakticky vůbec schopni odstranit autokorelaci v reziduích. Rozdíllem bude také to, že  $p_{max}$  nastavíme na 24. Ze stejného důvodu, abychom lépe vyřešili problém

autokorelace reziduí. Četné výpočty prokázaly značné zlepšení vlastností reziduí při tomto postupu.

Testy druhu (b)

Pro odhad rovnic (b) použijeme poněkud upravenou verzi výše popsané metodologie. Především do panelové regrese v prvním kroku přidáme konstantu, kterou jsme ve výše uvedeném případě mohli odstranit díky tomu, že jsme zkoumali konvergenci ve skupině zemí k jejich aritmetickému průměru. To v tomto případě není a analýza jednotlivých časových řad ukázala, že pro některé z 12 kandidátských zemí je konstanta statisticky významná. Zároveň se ale také ukázalo, že konstanta je pro různé časové řady poměrně odlišná, proto ji v rovnici ponecháváme heterogenní. Výsledná rovnice má tedy tvar:

$$\Delta d_{i,t} = \alpha_i + (\varphi - 1) \cdot d_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{p_i} \beta_{i,n} \cdot \Delta d_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}, \tag{5.11}$$

kde  $d_{i,t}$  pochopitelně odpovídá rozdílu mezi inflací v zemi  $i$  (jedna z kandidátských zemí) a inflací v EU v čase  $t$ , tedy  $d_t = \pi_{i,t} - \pi_{EU,t}$ . Je to v podstatě systém zdánlivě nesouvisejících regresních rovnic (SUR - *seemingly unrelated regressions*) s jednou restrikcí: koeficient  $\varphi - 1$  je shodný v jednotlivých řadách (stejně je tomu ostatně i u modelů (a)).

K odhadu (a) i (b) modelů bude použita metoda FGLS (*feasible generalized least squares*). Použitá obecná kovarianční matice pro panelová data pak vypadá takto:<sup>41</sup>

$$\Omega = \Sigma \otimes I = \begin{pmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \sigma_{13}I & \dots & \sigma_{1z}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & \sigma_{23}I & \dots & \sigma_{2z}I \\ \sigma_{31}I & \sigma_{32}I & \sigma_{33}I & \dots & \sigma_{3z}I \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{z1}I & \sigma_{z1}I & \sigma_{z1}I & \dots & \sigma_{zz}I \end{pmatrix}$$

$\sigma_{ij}$  je kovariance mezi rezidui řad  $i$  a  $j$  ve stejném časovém okamžiku,  $z$  je počet řad, v tomto případě počet zemí. Tato kovarianční matice je v prvním kroku získána z odhadu modelu metodou nejmenších čtverců (OLS). V druhém kroku jsou koeficienty vypočteny za použití této matice:  $\beta = (X'(\Sigma^{-1} \otimes I)X)^{-1}(X'(\Sigma^{-1} \otimes I)y)$ .  $\beta$  jsou zde všechny odhadované koeficienty, tedy i  $\varphi - 1$  a v některých případech (model (b)) i konstanta. Dostaneme novou

---

<sup>41</sup>  $\otimes$  je tzv. Kroneckerův součin. Každý člen matice  $\Sigma$  je přenásoben jednotkovou maticí  $I$ .

řadu reziduí, ze které získáme upřesněný odhad kovarianční matice. Tento proces (iterování) je opakován buď 100, nebo je ukončen v případě, že opakování procesu změní výsledný koeficient o méně než přednastavenou hodnotu (v RATS je to 0.00001). Odhad je robustní vůči heteroskedasticitě v reziduích mezi jednotlivými zeměmi. Předpokládáme ovšem mimo jiné nekorelovaná rezidua mezi sebou v jednotlivých řadách v čase. Jsou-li rezidua autokorelovaná, odhad přestává být konzistentní. Splnění tohoto předpokladu pro jednotlivé řady reziduí proto budeme testovat způsobem popsáným výše (kapitola 5.1.3) – Ljung – Boxova Q-statistika, kterou se zde ovšem omezíme pouze na autokorelaci do 12 zpoždění. Tato hodnota pro byla zvolena, protože se v testech jednotlivých řad (kapitola 5.1) obvykle ukazovala jako jediná problematická.

Otázka kritických hodnot je v tomto případě komplikovanější. Kritické hodnoty pro testy jednotkového kořene v panelových datech tabelují Levin, Lin (1992).<sup>42</sup> Jimi tabelované kritické hodnoty ovšem neuvažují sériovou korelaci reziduí. Zatímco asymptoticky testová statistika, podobně jako v případě ADF testů jedné časové řady, konverguje k asymptotickému rozdělení testové statistiky standardních DF panelových testů s nulovou autokorelací v reziduích (tato rozdělení se liší podle specifikace modelu, tj. zahrnuje-li heterogenní či homogenní trend nebo konstantu), které tabelují právě LL, neplatí toto v případě nepříliš rozměrných panelů (což je i náš případ). Přesné kritické hodnoty budou proto vypočteny metodou Monte Carlo.<sup>43</sup> Nejprve nalezneme optimální AR modely pro jednotlivé řady – délku zpoždění optimalizujeme za použití Schwarzova kritéria. Maximální hodnota AR procesu byla nastavena na 12.<sup>44</sup> Tyto odhadnuté modely potom považujeme za procesy, které ve skutečnosti generují naše data. Pro každý panel vygenerujeme shodně velké (podle počtu pozorování) pseudo-náhodné vzorky za použití těchto AR modelů s nezávislými inovacemi  $N(0, \sigma_i^2)$ , kde  $\sigma_i^2$  je odhadnutý rozptyl reziduí optimálních AR modelů pro jednotlivé řady.<sup>45</sup> Takto získaný panel dat odhadneme stejným způsobem jako skutečná data. Tento proces opakujeme 10.000, abychom získali empirické rozdělení testové statistiky koeficientu  $\varphi$  (respektive  $1 - \varphi$ ) za platnosti nulové hypotézy. Zároveň jsme získali její kritické hodnoty. Papell (1997) udává, že jím spočtené kritické hodnoty pro případ sériové

---

<sup>42</sup> Dále LL.

<sup>43</sup> Metoda vychází z Papell (1997).

<sup>44</sup> Většina optimálních AR modelů byla prvního řádu – AR(1). Zvýšení řádu AR procesu (dosáhneme ho např. použitím méně restriktivního Akaikeho kritéria) nemělo za následek velké změny ve výsledných kritických hodnotách.

<sup>45</sup> Druh generátoru pseudo-náhodných čísel je upřesněn v dodatku.



korelace byly systematicky vyšší o ca 10% než ty, které udávají LL, což pro nás může být jakýsi „benchmark“.

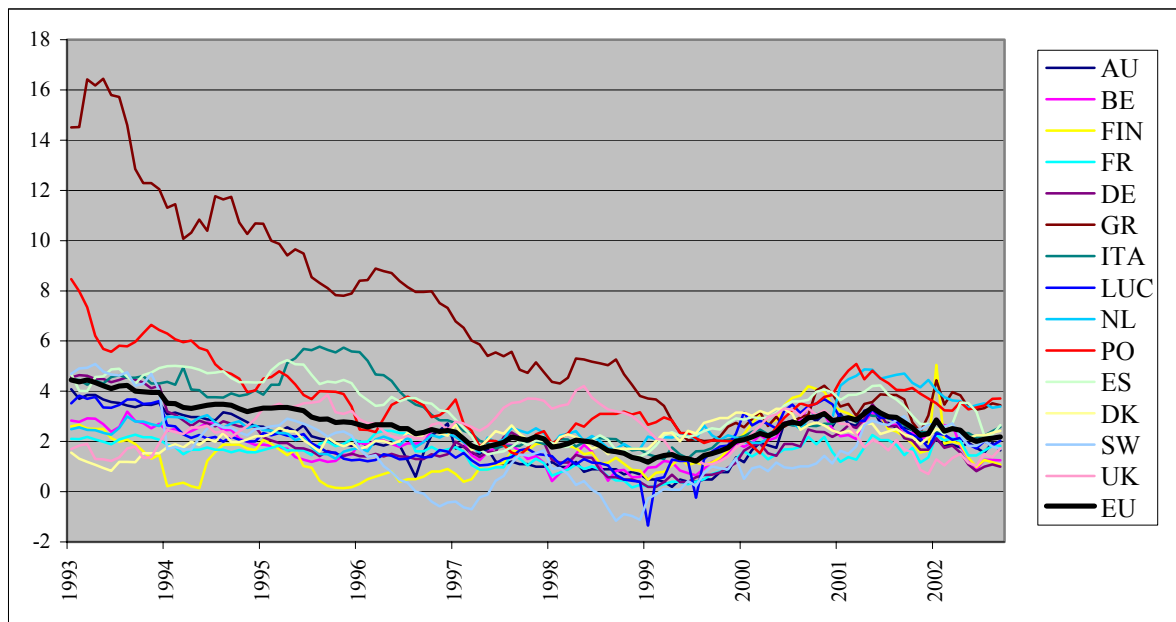
Interpretace výsledků bude podobná jako v případě jednoduchých ADF testů – prokážeme-li konvergenci a konstanta bude statisticky významná, jedná se o úroňovou stacionaritu, není-li konstanta statisticky významná, konvergence je „úplná“. Mlčky předpokládáme stejnou rychlost konvergence mezi jednotlivými zeměmi. Pro konvergenci k EU můžeme argumentovat tím, že všechny země budou vstupovat do EU ke stejnému datu (s výjimkou Bulharska a Rumunska), měli by tedy stejně tak vykazovat stejná tempa konvergence. Regresní rovnice je ale definovaná tak, že jistou míru heterogenosti předpokládá (různé intercepty, různý počet zpožděných diferencí a různé regresní koeficienty zpožděných diferencí v jednotlivých řadách). Jiné přístupy budou diskutovány v závěru.

Jako doplňkový test konvergence ve skupinách zemí (testy (a)) byl zvolen F-test rozptylu. Poklesem rozptylu je definována  $\sigma$ -konvergence a jak jsme ukázali v metodologické části k této kapitole, tvoří druhou stranu mince k analýze konvergence. Za platnosti nulové hypotézy má statistika  $\frac{s_1^2}{s_T^2}$ , F-rozdělení, se stupni volnosti podle počtů pozorování v jednotlivých vzorcích (v čitateli, respektive ve jmenovateli) sníženými o jednu.  $s^2$  je výběrovým odhadem rozptylu inflace a dolní indexy označují v našem případě pořadové číslo vzorku ( $I$  – první období,  $T$  – poslední období). V čitateli i jmenovateli máme stejné počty pozorování. Tento test je koncipován tak, že v čitateli je větší hodnota než ve jmenovateli. V čitateli bude odhad rozptylu v prvním sledovaném období, ve jmenovateli v posledním. Tak se nám podaří zjistit, zda variance signifikantně poklesla. Určíme, zda je na 5% (respektive na 1% a 10%) hladině významnosti možné zamítnout nulovou hypotézu shodných variancí ve prospěch alternativní jednostranné hypotézy nižší variance na konci sledovaného období oproti počátku. V jediném případě v čase variance vzrostla (skupina Benelux). Pro tuto skupinu je tedy test obrácený – zda lze ukázat, že tento nárůst je signifikantní (v čitateli je rozptyl v posledním období, ve jmenovateli v prvním).

### 5.2.4 Empirické výsledky testů modelů (a) pro Evropskou Unii<sup>46</sup>

Graf 7. ilustruje analyzované časové řady v období 1993 – 2002.

Graf 7.: Vývoj inflace ve státech EU, 1993 – 2002



Pramen: IMF.

Tabulka 12. vymezuje analyzované skupiny zemí. Definice těchto skupin je motivována snahou zkoumat rozdíl mezi konvergencí EU a EMU a dále jiných, úzeji vymezených skupin (viz např. jádro EU), u kterých bychom očekávali vyšší stupeň konvergence.

Tabulka 12.: Analyzované skupiny zemí EU

1	EU	Rakousko, Belgie, Finsko, Francie, Německo, Řecko, Itálie, Lucembursko, Nizozemsko, Portugalsko, Španělsko, Dánsko, Švédsko, Velká Británie
2	EMU	Rakousko, Belgie, Finsko, Francie, Německo, Řecko, Itálie, Lucembursko, Nizozemsko, Portugalsko, Španělsko
3	EMU bez jižního křídla	Rakousko, Belgie, Finsko, Francie, Německo, Lucembursko, Nizozemsko
4	Původní EHS	Belgie, Francie, Německo, Itálie, Lucembursko, Nizozemsko
5	Jádro EU	Rakousko, Belgie, Francie, Německo, Nizozemsko
6	Jádro EU bez Nizozemska	Rakousko, Belgie, Francie, Německo
7	Nečlenové EMU	Dánsko, Švédsko, Velká Británie
8	Benelux	Belgie, Lucembursko, Nizozemsko
9	Kontrolní skupina	Rakousko, Belgie, Německo, Řecko, Španělsko, Švédsko, Velká Británie

<sup>46</sup> Výpočty v kapitole 3.2.2. byly provedeny v softwaru RATS. Doc. Kočendovi jsem zavázán za poskytnutí „skriptu“ pro RATS, jehož přepracovaná verze byla použita k výpočtům kritických hodnot.

Tabulka 13. shrnuje výsledky regresní analýzy. Ve zvolených skupinách nebylo možno podle statistiky  $Q_{12}$  na 5% hladině významnosti zamítnout hypotézu nekorelovanosti reziduí do 12-tého zpoždění. Odhady jsou tedy konzistentní. Kritické hodnoty jsou oproti těm, které tabelují LL (1992) vyšší zhruba o 10%, což odpovídá výsledkům, které udává Papell (1997). Druhý sloupec udává, zda bylo za použití výše definovaného F-testu možno zamítnout hypotézu shodných variancí na konci a na začátku období, ve prospěch alternativy jejího poklesu v čase.

Tabulka 13.: Výsledky ADF testů pro panelová data – konvergence ve skupinách zemí v EU

	F-stat.	Počet zemí	$\varphi$	t-stat.	Kritické hodnoty		
					1%	5%	10%
<b>EU</b>	14.66 <sup>+++</sup>	14	0.9679***	-5.7494	-2.91	-2.22	-1.83
<b>EMU</b>	13.55 <sup>+++</sup>	11	0.9678***	-5.3907	-3.04	-2.26	-1.87
<b>EMU bez jižního křídla</b>	1.21	7	0.9491***	-2.9833	-2.76	-2.00	-1.63
<b>Původní EHS</b>	1.37	6	0.9767**	-2.2857	-2.77	-2.08	-1.68
<b>Jádro EU</b>	1.27	5	0.9763	-1.3075	-2.72	-2.01	-1.66
<b>Jádro EU bez Nizozemska</b>	9.12 <sup>+</sup>	4	0.8523***	-4.8360	-2.79	-2.09	-1.70
<b>Nečlenové EMU</b>	18.23 <sup>+</sup>	3	0.9640**	-2.3212	-2.73	-2.03	-1.97
<b>Benelux<sup>x</sup></b>	4.16	3	0.9908	-0.2929	-2.77	-2.09	-1.71
<b>Kontrolní skupina</b>	24.62 <sup>+++</sup>	7	0.9712***	-4.6168	-2.76	-2.00	-1.63

Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.

<sup>+</sup>, <sup>++</sup>, <sup>+++</sup> nulovou hypotézu shodného rozptylu inflace na začátku a na konci sledovaného období zamítáme na 10%, 5%, 1% hladině významnosti. Kritické hodnoty F-statistiky pochází z Gujarati (2003), s.962 a dále.

<sup>x</sup> v případě Beneluxu testujeme na rozdíl od ostatních skupin zemí, zda rozptyl v čase signifikantně vzrostl, nikoliv zda poklesl.

Připomeňme znovu, že hodnoty koeficientu  $\varphi$  v intervalu  $(0, 1)$  indikují konvergenci s tím, že čím je tento koeficient menší, tím rychlejší je konvergence ( $\varphi$  odpovídá podílu, který přetrvává z původního rozdílu mezi dvěma řadami inflace po uplynutí jednoho období). Konvergence v EU (první řádek tabulky) a EMU (druhý řádek tabulky) se kvantitativně liší minimálně, v tomto smyslu tedy není příslušnost země do EMU důležitá. Rychlost konvergence se ale zvyšuje při vyřazení zemí jižního křídla ze skupiny EMU (řádek 3). Řádek 5 vymezuje ještě užší jádro EMU. Koeficient není ovšem statisticky významný. „Rušivým elementem“ v této skupině se ukázalo být Nizozemsko, při jeho vyřazení velikost koeficientu dramaticky stoupá, stejně jako jeho významnost (řádek 6). Tohoto bylo dosaženo právě jenom při vyřazení Nizozemska. Další dvě skupiny nám mohou dále sloužit jako „benchmarks“ při zkoumání konvergence v úzce definovaných skupinách kandidátských zemí. Skupina tří zemí, které jsou mimo EMU – Velká Británie, Dánsko, Švédsko – vykazuje kvantitativně

srovnatelnou konvergenci s široce definovanými skupinami EU a EMU. Překvapivě se nepodařilo zamítnout hypotézu jednotkového kořene pro Benelux, což je ale v souladu s nárůstem rozptylu inflace v této skupině zemí. Poslední řádek je ad hoc nadefinovaná kontrolní skupina se třemi zeměmi z „jádra EU“ (Rakousko, Belgie, Německo), dvěma zeměmi jižního křídla (Španělsko, Řecko) a dvěma zeměmi, které se nezapojily do EMU (Velká Británie, Švédsko). I tato skupina vykazuje kvantitativně srovnatelnou konvergenci s ostatními skupinami.

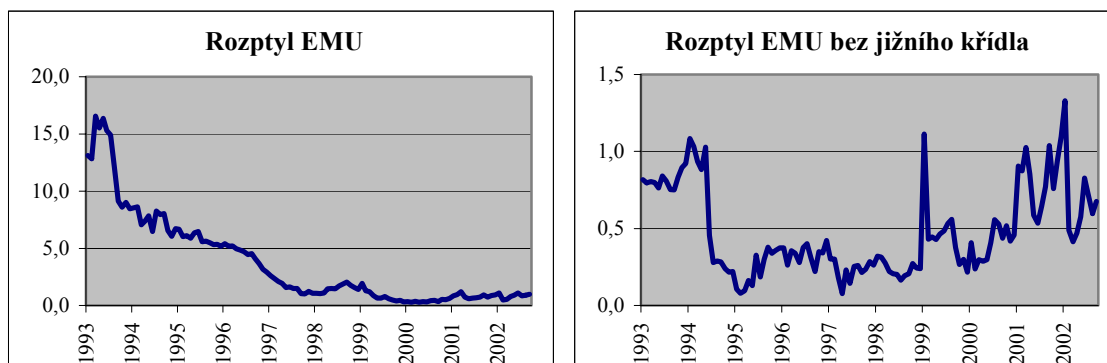
Porovnání našich výsledků s výsledky práce Papella a Kočendy (1997), kterou jsme zmínili výše, není jednoduché. Autoři pracují s čtvrtletními údaji, jejich vymezení skupin není úplně identické (autoři definují jádro jako: Belgie, Německo, Dánsko, Francie, Irsko, Nizozemsko) navíc jejich časové řady končí rokem 1994. Jednu pozoruhodnou společnou tendenci lze nicméně vysledovat. Vyřazení Nizozemska z úzce vymezené skupiny jádra EU pro období 1979 – 1994 výrazně zvyšuje rychlost konvergence ve zbývajících skupině zemí, podobně jako v našem případě při vyřazení Nizozemska ze skupiny „Jádra EU“ (řádek 5 a 6 tabulky). Vzhledem k tomu, že naše časové řady začínají rokem 1993, lze konstatovat, že role Nizozemska jako odlehlého pozorování ve skupině „Jádro EU“ přetrvává. Dalším rozdílem je, že autoři pracují se stejným počtem zpožděných diferencí a shodným vektorem koeficientů u těchto regresorů u všech časových řad. V tomto smyslu je možné naši analýzu chápat jako jisté zkvalitnění ve smyslu robustnosti vůči heterogenitě v panelových datech.

Pro interpretaci role zapojení země do EMU by bylo nutno rozdělit pozorování do dvou skupin do roku 1999 a od roku 1999. Tyto časové řady by ale byly tak krátké, že regresní analýza v tomto případě zřejmě nemá smysl (z konstrukce dat plyne, že pokud bychom chtěli používat pouze data pro inflaci po spuštění EMU v roce 1999, museli bychom ve skutečnosti začít až rokem 2000). Graf, uvedený níže nicméně ukazuje toto – rozptyl inflace v zemích EMU byl nejnižší v okamžiku poměrně těsně po spuštění EMU (přesně na konci prvního čtvrtletí roku 2000), od té doby se jedná spíše o divergenci. Pomocí F-testu se podařilo metodou popsanou výše prokázat pokles rozptylu inflace do roku 1999 (F-stat. = 9.55, nulovou hypotézu zamítáme na 1% hladině významnosti), nicméně toto již neplatí pro období od roku 1999 do roku 2002 (F-stat. = 1.99, nulovou hypotézu nemůžeme zamítnout ani na 10% hladině významnosti). Stlačení inflace v zájmu splnění Maastrichtských kritérií tak lze opravdu chápat spíše jako politické rozhodnutí (viz kapitola 4.1.2) než jako proces, který má své kořeny v rovnovážném ekonomickém vývoji. Je nejspíše realistické očekávat podobný scénář i v případě vstupu kandidátských zemí do Eurozóny. Na druhou stranu ale

není realistické očekávat nulový rozdíl měř inflace v jednotlivých zemích a situaci je možno interpretovat i tak, že po přechodném extrémním poklesu díky politické vůli zúčastněných států se rozptyl inflace poněkud zvýšil a nyní se pohybuje v nějakém realistickém, řekněme rovnovážném pásmu.

Druhý sloupec tabulky ukazuje, že za použití F-testu je možné prokázat pokles rozptylu pouze u některých skupin zemí. Pro ilustraci a srovnání přidáváme dva grafy, první pro rozptyl inflace pro celou EMU (pro celé zkoumané období jsme prokázali pokles), druhý pro třetí skupinu („EMU bez jižního křídla“). Pro tuto skupinu regresní analýza indikuje konvergenci, F-test nikoliv. Stejná situace nastala pro skupinu „Původní EHS“ (řádek 4.). Pro skupinu „Jádro bez Nizozemska“ (řádek 6.) a „Nečlenové EMU“ (řádek 7.) těsně nezamítáme hypotézu shodných rozptylů na 5% (kritická hodnota F-rozdělení je 9.28 ve srovnání s výslednou hodnotou F-statistiky 9.12, respektive 19.0 v porovnání s 18.23), ale pouze na 10% hladině významnosti. Je pozitivní, že pro dvě skupiny zemí, pro které se nepodařilo zamítnout hypotézu jednotkového kořene („Jádro EU“, „Benelux“), není možné zamítnout hypotézu shodné variance pomocí F-testu ve prospěch alternativy poklesu. V případě Beneluxu, kde variance v čase roste, se ale nepodařilo na základě F-testu prokázat ani nárůst variance v čase. U těchto skupin si tedy výsledky pomocí těchto dvou metod neprotiřečí. Je-li tomu u třetí a čtvrté skupiny tak, bylo by nutno hledat důvod v chování (velkém rozptylu) reziduí v dynamickém modelu (nebo případně ve vlastnostech F-testu, jehož síla je podmíněna normálním rozdělením vzorku dat). Všimněme si také, že t-statistika pro tyto dvě skupiny je nižší než pro ostatní skupiny, kde jsme prokázali konvergenci (s výjimkou skupiny „Nečlenové EMU“).

Graf 8.: Rozptyl EMU a EMU bez jižního křídla



Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

Závěrem k analýze Evropské unie budiž konstatování, že se podařilo prokázat konvergenci měr inflace v různých skupinách zemí uvnitř unie, ačkoliv ne ve všech. Velikost regresních koeficientů se v různých skupinách také poměrně liší. Výrazně nejvyšší rychlost konvergence vykazuje úzce vymezená skupina jádra EU bez Nizozemska. Použití F-testu k testování vývoje rozptylu inflace s drobnými výjimkami potvrzuje výsledky regresní analýzy.

### 5.2.5 Empirické výsledky testů modelů (a) pro kandidátské země

Tabulka 14. vymezuje analyzované skupiny mezi kandidátskými zeměmi, které byly definovány na základě několika kritérií:

1. podle příslušnosti původně vymezeným skupinám prvního a druhého kola přistoupení,
2. podle nyní schváleného scénáře,
3. podle geografické polohy.

První skupina je skupina všech 12 zemí, druhá je původně plánovaná první vlna rozšíření, dále skupina 10 zemí skutečně vyzvaných k přistoupení. Následují užší skupiny – Pobaltí, skupina Kypr, Malta, Slovinsko, definovaná na základě ekonomické rozvinutosti a specifických výsledků v předchozí analýze, skupina Visegrádu, původní CEFTA. Poslední skupina je opět jakousi kontrolní skupinou.

Tabulka 14.: Analyzované skupiny kandidátských zemí

1	„Dvanáctka“	Bulharsko, Kypr, Česko, Estonsko, Maďarsko, Lotyšsko, Litva, Malta, Polsko, Rumunsko, Slovensko, Slovinsko
2	První vlna	Kypr, Česko, Estonsko, Maďarsko, Polsko, Slovinsko
3	Současná první vlna	Kypr, Česko, Estonsko, Maďarsko, Lotyšsko, Litva, Malta, Polsko, Slovensko, Slovinsko
4	Pobaltí	Estonsko, Lotyšsko, Litva
5	Nejrozvinutější „trojka“	Kypr, Malta, Slovinsko
6	Visegrád	Česko, Maďarsko, Polsko, Slovensko
7	Původní CEFTA	Česko, Maďarsko, Polsko, Slovensko, Slovinsko
8	Kontrolní skupina	Estonsko, Malta, Polsko, Rumunsko, Slovensko, Slovinsko

Tabulka 15. shrnuje nejzajímavější výsledky pro skupinovou konvergenci inflace v kandidátských zemích. Ve zvolených skupinách nebylo možno podle statistiky  $Q_{12}$  na 5% hladině významnosti zamítnout hypotézu nekorelovanosti reziduí do 12-tého zpoždění. Odhady jsou tedy konzistentní. Jedinou výjimkou byla skupina zemí, které původně nepatřily do první vlny rozšiřování EU (tj. Bulharsko, Lotyšsko, Litva, Malta, Rumunsko, Slovensko). Problém autokorelace nevyřešilo ani vyřazení specifických Bulharska a Rumunska. Výsledky

proto neudáváme. Kritické hodnoty podobně jako v případě EU odpovídají očekáváním (tj. jsou vyšší než v případě neautokorelovaných reziduí, které tabelují Levin, Lin (1992)).

Tabulka 15.: Výsledky ADF testů pro panelová data – konvergence inflace ve skupinách kandidátských zemí

	Počet zemí	$\varphi$	t-stat.	Kritické hodnoty		
				1%	5%	10%
<b>„Dvanáctka“</b>	12	0.9744***	-8.4455	-3.23	-2.52	-2.10
<b>První vlna</b>	6	0.9633***	-5.6122	-2.86	-2.16	-1.78
<b>Současná první vlna</b>	10	0.9599***	-7.6193	-3.09	-2.31	-1.86
<b>Pobaltí</b>	3	0.9348***	-4.3520	-2.83	-2.15	-1.74
<b>Nejrozvinutější „trojka“</b>	3	1.0000	-0.0099	-2.81	-2.13	-1.72
<b>Visegrád</b>	4	0.9714***	-3.9636	-2.78	-2.07	-1.69
<b>Původní CEFTA</b>	5	0.9735***	-4.1599	-2.70	-2.00	-1.65
<b>Kontrolní skupina</b>	6	0.9739***	-3.6630	-2.91	-2.18	-1.82

*Pramen: autorské výpočty z dat IMF.*

*\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.*

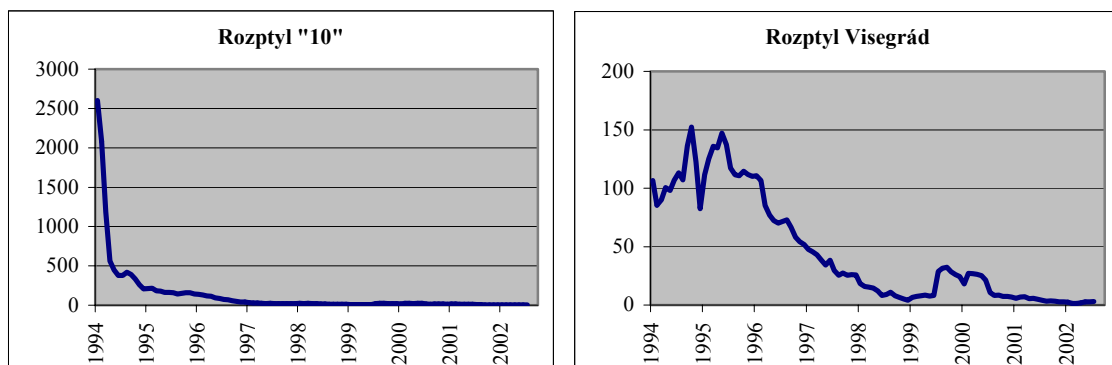
Hypotézu jednotkového kořene můžeme zamítnout pro všechny výše uvedené skupiny s výjimkou skupiny Kypr, Malta, Slovinsko. Zdůrazněme ještě jednou, že v tomto případě se jedná o konvergenci uvnitř daných skupinách k průměrné inflaci skupiny. Nejvyšší rychlost konvergence vykazuje skupina pobaltských států. Dalším zajímavým výsledkem ovšem je, že nemůžeme obecně prokázat rychlejší konvergenci v úzeji vymezených skupinách.

Porovnejme naše výsledky s Kočendou (2001). Kočenda používá ovšem v ADF testu panelových dat stejný počet zpožděných diferencí a stejné koeficienty pro všechny řady. Pro původní členy CEFTA je jeho výsledný koeficient  $\varphi = 0.9690$ . Nám vyšlo 0.9735. Pro baltské země má  $\varphi = 0.8770$  v porovnání s 0.9248. Pro země prvního kola (ovšem bez Kypru) udává  $\varphi = 0.8750$ . Náš výsledek pro země původně plánovaného původně plánovaného prvního kola (ale s Kyprem) je 0.9632. Naše výsledky indikují relativně nižší rychlost konvergence. Může to být dáno jiným rozsahem časových řad. Kočenda používá 1991 – 1998. Zdá se tedy, že se rychlost konvergence inflace ve skupinách kandidátských zemí mírně snížila.

V porovnání s Evropskou unií jsou koeficienty řádově stejné. Pro celou Evropskou unii je koeficient menší než pro všechny kandidátské země, při vyřazení Bulharska a Rumunska je však koeficient vyšší pro EU i EMU. V žádné skupině ovšem není koeficient tak nízký, jako je tomu v případě úzce vymezeného jádra EU bez Nizozemí.

Jako doplňkové byly opět provedeny testy chování rozptylu inflace v jednotlivých skupinách. Ve všech zamítáme hypotézu stejného rozptylu na začátku a na konci období ve prospěch poklesu na 5% hladině významnosti (vzhledem ke stejnému výsledku pro všechny skupiny v tabulce neudáváme), což bychom zřejmě neočekávali pro skupinu Kypr, Malta, Slovinsko, kde jsme nebyli schopni zamítnout hypotézu jednotkového kořene. Situaci dokumentují dva grafy pro 10 kandidátských zemí současně první vlny (tedy bez Rumunska a Bulharska, grafy nepřehledné) a pro Vísegrádskou skupinu.

Graf 9.: Rozptyl „Současná první vlna“ a Vísegrád



Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

Závěrem je možno konstatovat, že se podařilo prokázat konvergenci měr inflace v různých skupinách kandidátských zemí. Její rychlost je srovnatelná s konvergencí mezi státy Evropské unie. S jedinou výjimkou a sice skupinou Kypr, Malta, Slovinsko. Nejvyšší rychlost konvergence mezi skupinami kandidátských zemí vykazují pobaltské státy.

**5.2.6 Empirické výsledky testů modelů (b)**

Empirické výsledky pro panelové testy konvergence inflace kandidátských zemí k EU nejsou příliš povzbudivé. Zobrazuje je tabulka 16. Odhadována byla rovnice (5.11), tedy

$$\Delta d_{i,t} = \alpha_i + (\varphi - 1) \cdot d_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{p_i} \beta_{i,n} \cdot \Delta d_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}$$

kde  $d_{i,t}$  je rozdíl inflace v kandidátské zemi  $i$

oproti průměru EU v čase  $t$ . Skupiny jsou podobné předchozí analýze, nicméně udáváme celý seznam zemí za účelem jednoduššího znázornění výsledků.



Tabulka 16.: Modely s interceptem

EU	Počet zemí	$\varphi$	t-stat.	Kritické hodnoty		
				1%	5%	10%
<b>BG, CY, CZ+, EST+, HU+, LAT-, LIT, MAL, PL, RO+, SK+, SL+</b>	12	0.9399***	-11.0150	-7.42	-6.68	-6.23
<b>CY, CZ+, EST, HU+, LAT-, LIT-, MAL, PL, SK+, SL+</b>	10	0.9406***	-9.4188	-6.89	-6.04	-5.62
<b>CZ, HU+, EST, CY, PO, SL+</b>	6	0.9630*	-4.9118	-5.76	-5.11	-4.70
<b>CZ, HU, PL, SK</b>	4	0.9732	-3.4163	-5.25	-4.55	-4.19
<b>CY, MAL, SL+</b>	3	0.8264	-3.3777	-4.94	-4.19	-3.81
<b>EST+, LAT-, LIT-</b>	3	0.9105***	-8.5272	-5.09	-4.35	-3.94

Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.

+, - konstanta  $\alpha$ , významná na 5% hladině významnosti, kladná, respektive záporná.

Tučně zkratka země - Q-stat. nezamítá nulovou hypotézu na 5% pro  $P = 12$  pro danou řadu reziduí.

Jak je z tabulky patrné, nulovou hypotézu jednotkového kořene můžeme na 5% hladině významnosti zamítnout pro 3 z nadefinovaných 6 skupin. Znaménka u signifikantních interceptů, která v naší výše uvedené interpretaci označují úroňovou konvergenci k nenulové konstantě mohou být v některých případech na první pohled poněkud překvapující (viz např. Česká republika v prvních dvou regresích), v jiných případech logické (např. Litva i Lotyšsko v posledních letech opravdu vykazují inflaci pod průměrem EU). Jak je zřejmé, statistická významnost interceptů v panelu se „neřídí“ situací pro jednotlivé časové řady (zde kromě jiného také používáme odlišné počty zpoždění). Co se týká kritických hodnot, zapadají do scénáře Papella (1997), zmíněného výše.

Dostáváme se k slabému místu této skupiny odhadů a sice autokorelaci reziduí. Ta byla testována opět do zpoždění 12. Ani velmi vysoké řády AR procesů určených rekurentní metodou při nastavení maxima na 24 (výsledně většinou 23 či 24) nepomáhají odstranit autokorelaci. S výjimkou jediné ze skupin (Kypr, Malta, Slovinsko). U této skupiny však není významný výsledný koeficient – nemůžeme tedy zamítnout hypotézu jednotkového kořene. U ostatních skupin je rozdělení těch řad reziduí, u kterých podle Q-statistiky nezamítáme nulovou hypotézu nulové autokorelace a těch, u kterých ji na 5% hladině významnosti zamítáme přibližně 50 – 50.

V testech jednotlivých řad a konečkonců i v těchto panelových regresích se ukazovalo že intercept obvykle signifikantní není. Učinili jsme proto pokus o zjednodušení modelu jeho vyřazením ze všech rovnic s účelem, pokusit se dosáhnout lepších odhadů. Odhadujeme tedy

rovnicí:  $\Delta d_{i,t} = (\varphi - 1) \cdot d_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{p_i} \beta_{i,n} \cdot \Delta d_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}$ . Výsledky shrnuje Tabulka 17.

Tabulka 17.: Modely bez interceptu

EU	Počet zemí	$\varphi$	t-stat.	Kritické hodnoty		
				1%	5%	10%
BG, CY, CZ, EST, HU, LAT, LIT, MAL, PL, RO, SK, SL	12	0.9776***	-6.9086	-3.83	-2.99	-2.55
CY, CZ, EST, HU, LAT, LIT, MAL, PL, SK, SL	10	0.9742***	-6.2382	-3.14	-2.32	-1.92
CY, CZ, EST, HU, PL, SL	6	0.9768***	-5.0301	-2.93	-2.21	-1.83
CY, CZ, HU, PL, SL	5	0.9802***	-4.0967	-2.92	-2.20	-1.78
CZ, HU, PL, SK	4	0.9848***	-2.9961	-2.83	-2.14	-1.75
CY, MAL, SL	3	0.9883	-1.3173	-2.80	-2.13	-1.73
EST, LAT, LIT	3	0.9216***	-7.6710	-2.98	-2.25	-1.81

Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.

Tučně zkratka země - Q-stat. nezamítá nulovou hypotézu na 5% pro  $P = 12$  pro danou řadu reziduí.

Výsledky jsou přeci jen poněkud odlišné od předchozích. Ač se zlepšily vlastnosti několika řad reziduí, problém autokorelace ve skupině všech 12 zemí a ve skupině 10 přizvaných zemí (řádky 1 a 2) přesto zůstává vážný. Pro země první vlny, z nichž odebereme Estonsko (jediné „problematické“) jsme schopni zamítnout hypotézu jednotkového kořene a tedy prokázat konvergenci (řádek 4). Stejně tak pro země Visegrádské skupiny. Tento výsledek je vcelku zajímavý, uvědomíme-li si, co jsme byli schopni spočítat v podkapitole 5.1. Tam jsme totiž ze skupiny zemí Visegrádu pouze pro Polsko byli schopni prokázat konvergenci (stacionaritu časové řady). V analýze panelových dat jsme schopni zamítnout hypotézu jednotkového kořene pro celou Visegrádskou skupinu, což je jistě přínosné. Koeficient (0.9848) je zhruba srovnatelný koeficientem pro Polsko v analýze jednotlivých časových řad (0.9818) a totožný s koeficientem pro Českou republiku. Ten však nebyl statisticky významný. Skupina Kypr, Malta, Slovinsko, u které se problém autokorelace reziduí nevyskytoval ani v modelu s interceptem, nemá signifikantní výsledný koeficient, jednotkový kořen nemůžeme zamítnout.

Tento postup, kdy jsme se spíše snažili ad hoc nalézt skupiny, pro které nebude problém s autokorelací, je přeci jen poněkud omezující. Nabízí se minimálně dvě řešení, kterými se zde ovšem nebudeme z důvodu rozsahu práce (a komplikovanosti) zabývat. Tato analýza jako taková doplňuje a zpřesňuje některé výsledky dosažené v kapitole 5.1. První alternativou při opuštění (neplatnosti) předpokladu nekorelovanosti reziduí je použití pokročilých ekonometrických metod, které jsou vůči autokorelaci v reziduích robustní. Konzistence by bylo dosaženo transformací dat např. tzv. Prais – Winstenovou metodou (viz např. Greene (2003), s. 325). Na takto transformovaná data bychom pak aplikovali postup

popsaný výše (FGLS). Problémem této metody je ale to, že počítá pouze s AR(1) procesem v reziduích. Na základě chování těchto dat (často podle Q-statistiky neprokážeme autokorelaci pro první zpoždění, ale až pro některá další, mnohdy právě pro dvanácté) je možné tvrdit, že přítomné AR procesy jsou vyššího řádu. Ideální (navíc nevyčlenost odhadu) pro dynamické modely panelových dat je potom metoda GMM (*generalized method of moments*, Greene (2003), s. 307).

Druhou alternativou je uvolnit předpoklad stejného koeficientu pro všechny časové řady v panelové regresi. Odhaduje se tedy rovnice:

$$\Delta d_{i,t} = \alpha_i + (\varphi_i - 1) \cdot d_{i,t-1} + \sum_{n=1}^{p_i} \beta_{i,n} \cdot \Delta d_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}.$$

Tuto metodu vyvinuli Im, Pesaran, Shin – proto se někdy označuje IPS.<sup>47</sup> Pro souhrnný popis metod LL, IPS a jiných viz např. Banerjee (1999). Kutan, Yigit (2002) porovnávají své výsledky pro země střední a východní Evropy dosažené metodou IPS s Kočendou (2001), který použil metodu LL. Je možné (autoři nekomentují), že tato změna by pomohla odstranit autokorelaci reziduí.

### 5.2.7 Závěr

Podarilo se prokázat konvergenci inflace jak mezi státy Evropské unie, tak mezi kandidátskými státy na vstup. Tyto výsledky byly navíc v drtivé většině případů podpořeny testy rozptylu inflace. V porovnání s jinými pracemi indikují naše výsledky zmenšení rychlosti konvergence v jednotlivých skupinách v letech 1994 – 2002 oproti období 1991 – 1998 mezi kandidátskými zeměmi. Panelová analýza konvergence inflace kandidátských zemí k Evropské unii přinesla jeden důležitý výsledek. Podarilo se prokázat konvergenci měř inflace zemí Visegrádské skupiny k Evropské unii, což bylo v případě jednotlivých zemí (podkapitola 5.1) možné pouze pro Polsko. Z těchto čtyř zemí vykazovalo Polsko na počátku zkoumaného období nejvyšší míru inflace a v průběhu analyzovaného období nejmenší výkyv inflace k vyšším hodnotám. Proto, jak bylo diskutováno v podkapitole 5.1.5, bylo pro tuto zemi nejsnazší zamítnout hypotézu jednotkového kořene. V tomto smyslu naše analýza byla úspěšná a díky analýze panelových se podařilo překonat slabost jednoduchých DF (respektive ADF) testů – jejich nízkou sílu. Tento fakt lze interpretovat i tímto způsobem: výkyvy inflace, způsobené kupříkladu deregulacemi, jsou důvodem pro nezamítnutí nulové hypotézy

<sup>47</sup> Původní práce z roku 1997 byla přepracována v roce 2000 – Im, Pesaran, Shin (2002).

v případě jednotlivých zemí, jsou-li však tyto země sdruženy do skupiny, je tento efekt převážen tím, že ostatní země v daném čase konvergují. Jak jsme již zmínili, tyto výkyvy probíhaly v různých zemích v různých letech, což podporuje tuto argumentaci. Navíc, efekt deregulací se v čase snižuje a klesá jeho důležitost. Dnes již výrazný nárůst inflace z tohoto titulu není pravděpodobný. Pro většinu ostatních kandidátských zemí jsme získali signifikantní výsledky již v předešlé části. Diskutovali jsme také stručně jiné přístupy k této problematice.

Co se týče další interpretace dosažených výsledků, ke dvěma možným důvodům pro konvergenci inflace, které jsme zmínili už dříve (tj. odeznívání původního šoku a sladování hospodářského cyklu), je možné přidat minimálně jeden další, a sice sblížení (konvergenci) monetární politiky (a obecně pravidel pro její tvorbu) mezi kandidátskými zeměmi a EU. Uplatňování nástrojů monetární politiky bezpochyby souvisí s hospodářským cyklem. Některé země však teprve na začátku 90. let získaly samostatnost a vytvoření funkční a zodpovědné centrální banky si nějaký čas vyžádá samo o sobě. Tomuto závěru ostatně napovídá i fakt, že jsme přesvědčivě prokázali konvergenci měr inflace pro kandidátské země mezi sebou. Konvergence pravidel motivovaná snahou jejich přiblížení evropským standardům tak s sebou nese i jejich přiblížení mezi kandidátskými zeměmi.

### 5.3 ZÁVĚR K EKONOMETRICKÉ ANALÝZE KONVERGENCE INFLACE

Shrňme výsledky regresní analýzy časových řad. Konvergenci inflace k Evropské unii se za použití ADF testů stacionarity pro jednotlivé časové řady podařilo prokázat pro Bulharsko, Estonsko, Lotyšsko, Litvu a Polsko. Tento fakt interpretujeme především jako vyčerpávání původního šoku – extrémně vysoká inflace se radikálně snížila, díky čemuž prokážeme konvergenci. Nemožnost prokázat konvergenci v časových řadách ČR, Maďarska, Rumunska a Slovenska vysvětlujeme výkyvem inflace po jejím dřívějším poklesu, což mohlo být zaviněno např. deregulacemi cen (pokles inflace a tedy i konvergence pokračují po poměrně rychlém „vyčpění“ tohoto efektu). V analýze panelových dat jsme byli schopni hypotézu jednotkového kořene zamítnout pro celou Vísegrádskou skupinu ve vztahu k EU, což potvrzuje výše uvedenou hypotézu – výkyvy inflace totiž neproběhly ve všech zemích ve stejný časový okamžik a nemají tedy (v jakési agregaci několika časových řad) takovou důležitost – konvergenci lze prokázat. Úrovnovou stacionaritu vykazují řady diferencí inflace mezi Kypr, Maltou a Slovinskem a EU. Pro první dvě země konstatujeme fakt, že tento závěr je v souladu s Balassa – Samuelsonovým efektem. Navíc nabízíme další možný důvod pro konvergenci měr inflace, a sice sladování hospodářských cyklů (v případě Kypru a Malty totiž vypadává možnost interpretovat výsledky jako odeznívání původního šoku extrémně vysoké inflace). Dalším důvodem, který diskutujeme v závěru k analýze panelových dat, je sblížování pravidel pro tvorbu monetární politiky a monetárních politik jako takových. Tento argument, společně s prvním (odeznívání šoku) se zdá navíc být podpořen faktem, že pro skupiny kandidátských zemí je výsledná rychlost konvergence menší než v dřívějších pracích. Proces odeznívání původního šoku byl ve většině zemí poměrně rychlý a v pozdější době již tento efekt ztrácí na významu. Podobně proces vytváření standardních centrálních bank, který byl v podstatě již završen a dnes neskýtá zásadní možnosti dalšího sblížování. Tento závěr se zdá být podpořen i výsledky pro skupiny zemí EU (také konstatujeme zpomalování konvergence). Dnes je v EMU pouze jedna monetární politika a konvergence z tohoto titulu již možná není.

Pro kandidátské země je nutno znovu připomenout tento fakt: logika Balassa – Samuelsonova efektu je neúprosná, proces reálné konvergence k Evropské unii vyžaduje cenovou konvergenci (reálnou kurzovou apreciaci), která má pouze dva kanály – inflační diferenciál nebo nominální apreciaci. Pokud jsem prokázali konvergenci v mírách inflace k EU, znamená to, že pro reálnou apreciaci se tento „kanál“ uzavírá a pro působení Balassa – Samuelsonova efektu zůstává otevřený již pouze kanál kurzový (a to ještě jenom v případě

zemí s plovoucím směnným kurzem). Prokázanou konvergenci lze interpretovat i tak, že výše diskutované faktory měly prozatím větší sílu, než efekty související s reálnou konvergencí a BS efektem. Na druhou stranu je však třeba říci, že udržitelnost současného vývoje ověří přece jen až budoucnost. Prokázanou konvergenci mají totiž z valné části na svědomí faktory, které pomalu vyprchají, či už odezněly úplně. Navíc je poměrně pravděpodobné, že konvergence inflace kandidátských zemí k Eurozóně bude sledovat obdobný scénář jako v samotných zemích EMU, tedy že nejvyššího stupně konvergence inflace bude dosaženo v okamžiku zavádění eura a následně (po úplném uzavření kurzového kanálu v souladu s tím, co implikuje BS efekt) se rozptýlí inflace zvýší na jistou dlouhodobě rovnovážnou úroveň (viz kapitola 5.2.4).

## 6 ZÁVĚR

V závěru shrneme dosažené výsledky a zdůrazníme jejich vzájemnou souvislost. Souhrnně zodpovíme otázky, které byly položeny v úvodu, a také budeme diskutovat možnosti dalšího výzkumu na tomto poli.

Od roku 1992 kandidátské země (ČR, Maďarsko, Polsko, Slovensko, Slovinsko) obecně konvergují k EU v reálném důchodu na hlavu podle konceptu  $\beta$ -konvergence (pro celé období od roku 1989 se prokazujeme  $\beta$ -divergenci). Tento závěr je důležitý i proto, že pro širokou skupinu zemí celého světa v dlouhém časovém období 1950 – 2000 se  $\beta$ -konvergenci prokázat nepodařilo. Česká republika leží ovšem pod regresní přímkou, tj. vykazuje menší průměrný růst, než by odpovídalo její úrovni reálného reálného důchodu na hlavu. Výjimkou ve skupině analyzovaných kandidátských států jsou Bulharsko a Rumunsko, které se v regresní analýze jeví jako odlehlá pozorování.

Balassa – Samuelsonův efekt dává do souvislosti nominální a reálnou konvergenci – vyšší úrovni reálného důchodu na hlavu v tomto modelu odpovídá vyšší cenová hladina. Regresní analýza přesvědčivě prokazuje platnost tohoto vztahu jak pro skupinu všech zemí OECD, tak pro země EU a kandidátské země (v analýze z důvodu dostupnosti dat pouze ČR, Maďarsko, Polsko, Slovensko). ČR je opět odlehlým pozorováním, když vykazuje nižší cenovou hladinu, než by odpovídalo úrovni reálného důchodu. Z hlediska dynamiky vývoje by mělo platit, že při procesu reálné konvergence dochází i ke konvergenci cenových hladin, která se projevuje reálným zhodnocováním kurzu. Reálná apreciacie má dva kanály – nominální apreciaci kurzu nebo inflační diferenciál ve vztahu k referenční zemi či skupině zemí (zde EMU). Analýza dynamického BS efektu prokazuje, že jeho platnost je v krátkém období (z roku na rok) narušována různými faktory, z nichž jsme jako nejdůležitější vyzdvihli kapitálové toky.

Co se týče nominální konvergence podle litery Maastrichtských kritérií, konstatovali jsme pokrok ve všech kandidátských zemích v uplynulém desetiletí. Ve srovnání s Maďarskem, Polskem a Slovenskem vychází ČR velmi dobře v otázce konvergence nominálních úrokových měr. Špatná je však situace deficitů veřejných rozpočtů, kde ČR v posledních letech jednoznačně překračuje povolenou hranici 3% HDP. Otázka plnění kurzového a inflačního kritéria byla analyzována pro všech 12 kandidátských zemí. Existuje zřetelný vztah mezi režimem směnného kurzu a poklesem inflace z vysokých úrovní počátku 90. let. Ze zemí s volnějším kurzovými režimy byla ČR nejméně úspěšná ve snižování inflace a

dnes již plní inflační kritérium. V posledních letech došlo nicméně k výrazné apreciaci, jejíž velikost se rozhodně nedá vysvětlit pouze působením BS efektu, jako spíše přílivem zahraničního kapitálu. V podobné situaci je Maďarsko. Naše analýza a nedávný příklad Maďarska (konflikt cílů a opuštění inflačního cíle) slouží jako argument pro tezi, že ČR by se měla do ERM2 zapojit pouze na dobu nezbytně nutnou (podle současných pravidel dva roky před plánovaným zavedením eura). Z hlediska budoucího plnění kurzového kritéria bude pro kandidátské země (s plovoucími kurzy) velmi důležitá: 1. jeho budoucí interpretace orgány EU, 2. nastavení centrální parity.

V poslední kapitole zevrubně ekonometricky analyzujeme konvergenci v mírách inflace mezi kandidátskými zeměmi a EU za použití ADF testů stacionarity časových řad jak pro jednotlivé časové řady diferencí inflace mezi danou kandidátskou zemí a průměrem EU (respektive Německem a také průměrem EMU), tak na panelových datech (ve skupinách kandidátských států a EU). Konvergenci inflace obecně vysvětlujeme několika faktory: 1. odeznívání původního transformačního šoku (neplatí pro skupiny zemí EU), 2. sblížování hospodářských cyklů, 3. s tím související sblížování uplatňovaných monetárních politik, 4. obecně sblížování pravidel pro tvorbu monetárních politik. Pro většinu kandidátských zemí se podařilo prokázat konvergenci inflace k průměru EU. Konvergence inflace Polska k EU je zřejmě v situaci, kdy se ji nepodařilo prokázat pro ČR, Maďarsko a Slovensko (v analýze jednotlivých časových řad), zapříčiněna: 1. vyšší úrovní inflace v Polsku při transformačním šoku na počátku 90. let (větší „potenciál“ pro odeznívání tohoto šoku), 2. menším pozdějším nárůstem inflace v souvislosti s postupem deregulací. Obdobně lze vysvětlit prokázanou konvergenci inflace Visegrádské skupiny jako celku k EU. Deregulace totiž neprobíhaly v jednotlivých zemích ve stejném období a proto nemají v analýze panelu tak velký efekt (jejich význam se navíc snižuje v čase).

Prokazujeme také skupinovou konvergenci k průměru uvnitř několika skupin zemí EU a kandidátských zemí s tím, že oproti minulosti rychlost konvergence klesá (srovnání s jinými pracemi). Tento fakt interpretujeme jako odeznívání výše uvedených efektů 1. a 4. (v budoucnu bude konvergenci inflace ve stále větší míře přičítat na vrub sblížování hospodářských cyklů). Do budoucna je ovšem dokonalá konvergence inflace problematická z hlediska Balassa – Samuelsonova efektu (pokud jsme prokázali konvergenci inflace, pak je zřejmě v daném období BS efekt převážen „konvergenčními efekty“, viz výše). Pro reálnou konvergenci a s ní ruku v ruce pokračující proces konvergence cenové budou při fixních cenových kurzech (nebo nejpozději při zavedení eura) nezbytné inflační diferenciály. V této



situaci jsou ostatně některé kandidátské státy (s fixními kurzy) již dnes. Tento fakt je potvrzován i tím, že rozptyl inflace v zemích EMU byl nejnižší v okamžiku zavedení eura (1999) a od té doby se zvýšil. V závěru k 5. kapitole nicméně konstatujeme, že prostor pro cenové dohánění skrze kanál inflačních diferenciálů se při prokázané konvergenci inflace zmenšuje. Jistou výjimku tvoří Kypr a Malta, pro něž (stejně jako pro Slovinsko) prokazujeme úrovnovou stacionaritu časových řad diferencí inflace, která je v souladu s BS efektem. U těchto dvou zemí také nemůžeme konvergenci vysvětlovat odezníváním šoku z počátku 90. let (žádný nebyl), relevantní jsou tedy spíše ostatní výše jmenované faktory.

Je několik otázek, které souvisí s touto prací a nebyly doposud adekvátně zodpovězeny a žádají si proto další výzkum (řadíme je podle pořadí, v jakém se objevují v této práci).

1. Proces reálné konvergence je sice proces dlouhodobý a jsme tedy při jeho analýze limitováni velmi krátkou dobou, která uběhla od tržních reforem v bývalých socialistických státech střední a východní Evropy (vývoj před rokem 1990 nemá zásadní relevanci pro současnou situaci, kromě toho se přidává otázka problematiky tehdejších statistických dat apod.), nicméně již dnes by bylo žádoucí analyzovat, jak které faktory v jednotlivých zemích k tomuto procesu přispívají.
2. Jaké je vysvětlení pro to, že Česká republika se ve dvou různých regresních analýzách jeví jako odlehlé pozorování? Tedy že vykazuje nižší růst a nižší cenovou hladinu, než by teoreticky měla.
3. Diskuze role Maastrichtských kritérií bude jistě předmětem debat i do budoucna. Pro některé kandidátské země včetně ČR bude klíčová interpretace kurzového kritéria institucemi EU v okamžiku, kdy budou usilovat o vstup do Eurozóny.
4. Použití jiných ekonometrických metod v analýze konvergence inflace (diskuze viz poslední část kapitoly 5.2.6) a porovnání výsledků.
5. Podrobná analýza faktorů, které vedou k prokázané konvergenci inflace. V budoucnu již nebude možné interpretovat konvergenci inflace jako odeznívání původního šoku či sbližování pravidel pro tvorbu monetárních politik (v Eurozóně odpadá i konvergence z titulu sbližování uplatňovaných monetárních politik). Na důležitosti tedy získá vztah konvergence inflace a konvergence hospodářských cyklů.

## LITERATURA

- BALASSA, B. (1964): The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *The Journal of Political Economy*, Volume 72, Issue 6 (Dec., 1964), s. 584 - 596
- BANERJEE, A. (1999): Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 1999
- BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York, 1995, ISBN 0-07-003697-7
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2002): *Zpráva o inflaci, duben 2002*, dostupné z: <http://www.cnb.cz/pdf/0204.pdf>, [cit. 2003-04-12]
- ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA (2000): Dopady vstupu ČR do EU na vývoj cenové hladiny a cenových relací, Příloha: Makroekonomický vývoj v méně rozvinutých zemích EU (Irsko, Řecko, Španělsko a Portugalsko), *Podkladová studie ke Studii o sociálních a ekonomických dopadech vstupu do EU*, Rada vlády pro sociální a ekonomickou strategii, 2000, dostupné z: <http://vlada.cz/1250/vrk/rady/rady.htm>, [cit. 2003-01-15]
- ČIHÁK, M. – HOLUB, T. (2001): Cenová konvergence k EU – pár nezodpovězených otázek, *Finance a úvěr*, 6/2001
- ČIHÁK, M. – HOLUB, T. (2000a): Cenová konvergence k EU a její důsledky pro inflaci, *Podkladová studie ke Studii o sociálních a ekonomických dopadech vstupu do EU*, Rada vlády pro sociální a ekonomickou strategii, 2000, dostupné z: <http://vlada.cz/1250/vrk/rady/rady.htm>, [cit. 2003-01-15]
- ČIHÁK, M. – HOLUB, T. (2000b): Cenová konvergence k EU – problém relativních cen, *Politická ekonomie*, 4/2000
- DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Volume 46, Issue 4, s. 1057-1072, July 1981
- DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, Issue 366, s. 1 – 6, June 1979
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2002): *Convergence Report*, dostupné z: (<http://www.ecb.int/pub/pdf/cr2002en.pdf>), [cit. 2003-04-03]
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2000): *Convergence Report*, dostupné z: <http://www.ecb.int/pub/pdf/cr2000en.pdf>, [cit. 2003-04-03]

- EUROPEAN COMMISSION (2002a): *Towards the Enlarged Union*, Strategy Paper and Report of the European Commission on the progress towards accession by each of the candidate countries, dostupné z [http://europa.eu.int/comm/enlargement/report2002/strategy\\_en.pdf](http://europa.eu.int/comm/enlargement/report2002/strategy_en.pdf), [cit. 2003-04-12]
- EUROPEAN COMMISSION (2002b): *Convergence Report 2002, Sweden*, dostupné z [http://europa.eu.int/eur-lex/en/com/rpt/2002/com2002\\_0243en01.pdf](http://europa.eu.int/eur-lex/en/com/rpt/2002/com2002_0243en01.pdf), [cit. 2003-04-12]
- EUROPEAN MONETARY INSTITUTE (1998): *Convergence Report*, dostupné z: (<http://www.ecb.int/emi/pub/pdf/converg/english.pdf>), [cit. 2003-04-03]
- GREENE, W. (2003): *Econometric Analysis*, 5<sup>th</sup> Edition, Pearson Education International, New York, 2003, ISBN –13-110849-2
- GUAJARATI, D. N. (2003): *Basic Econometrics*, 4<sup>th</sup> Edition, International Edition, McGraw-Hill, 2003, ISBN 0-07-112342-3
- IM, K. S. – PESARAN, M. H. – SHIN, Y. (2002): Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels (*unpublished manuscript*, 1995, revised March 2002, dostupné z: <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/lmfinal.pdf>, [cit. 2003-04-01]
- JANÁČKOVÁ, S. (2000): Vyrovnávání cenových hladin a cenových relací v ČR vůči EU: přípustné tempo konvergence a hlavní makroekonomické souvislosti (produktivita, inflace a měnová politika, kurz) (*Podkladová studie ke Studii o sociálních a ekonomických dopadech vstupu do EU*, Rada vlády pro sociální a ekonomickou strategii, 2000, dostupné z: <http://vlada.cz/1250/vrk/rady/rady.htm>, [cit. 2003-01-15]
- KOČENDA, E. (2001): Macroeconomic Convergence in Transition Economies, *Journal of Comparative Economics*, 29, s. 1-23, 2001
- KOČENDA, E. (1999): Sbližování měnových kurzů v zemích střední a východní Evropy, *Finance a úvěr*, 1/1999
- KOČENDA, E. – PAPELL, D. H. (1997): Inflation Convergence Within the European Union: A Panel Data Analysis, *International Journal of Finance and Economics*, no. 3, p. 189 – 198, John Wiley & Sons, Ltd. 1997
- Kolektiv autorů (2002): *Sociální a ekonomické souvislosti integrace České republiky do Evropské unie* (Ekonomická konvergence, konkurenceschopnost a sociální soudržnost), zpracoval kolektiv autorů podle zadání Rady vlády ČR pro sociální a ekonomickou strategii, 2002, <http://vlada.cz/1250/vrk/rady/rady.htm>, [cit. 2003-01-15]

- KUTAN, A. M. – YIGIT, T. M. (2002): Nominal and Real Stochastic Convergence Within the Transition Economies and to the European Union: Evidence From Panel Data, *ZEI Working Paper, B 21*, 2002, dostupné z: <http://www.zei.de>, [cit. 2003-02-18]
- LEVIN, A. – LIN, CH. L. – CHU, CH. J. (2002): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic nad Finite Sample Properties, *Journal of Econometrics*, no.108, 1-24, 2002
- LEVIN, A. – LIN, CH. L. (1993): Unit Root Tests in Panel Data: New Results, *Discussion Paper 93-56*, University of California, San Diego, Department of Economics, December 1993, dostupné z: [www.ucsd.edu](http://www.ucsd.edu), [cit. 2003-02-18]
- LEVIN, A. – LIN, CH. L. (1992): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic nad Finite Sample Properties, *Discussion Paper 92-23*, University of California, San Diego, Department of Economics, May 1992, dostupné z: [www.ucsd.edu](http://www.ucsd.edu), [cit. 2003-02-18]
- MAC KINNON, J.G. (1991): Critical Values for Cointegration Tests, Chapter 13 in *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, edited by R.F.Engle and C.W.J. Granger, Oxford University Press, 1991
- MANDEL, M. – TOMŠÍK, V. (2001): Konvergence transformujících se ekonomik k EU z hlediska vnitřní a vnější rovnováhy, *Finance a úvěr*, 6/2001
- MLYNÁŘ, J. (2000) - *Teorie optimálních měnových oblastí – důsledky a význam pro EMU*, Bakalářská práce, Institut ekonomických studií, FSV UK, Praha 2000, vedoucí bakalářské práce Luděk Urban
- MUNDELL, R. A. (1961) – A Theory of Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, vol. 51, pp. 657-665, 1961
- RODRIGUEZ-PALENZUELA, D. – WYNNE, M. (2001): Measurement Bias in the HICP: What Do We Know and What Do We Need to Know?, *Issues in the measurement of price indices*, CEPR/ECB workshop Frankfurt, November 2001, dostupné z: [www.ecb.int](http://www.ecb.int), [cit. 2003-03-27]
- PAPELL, D. H. (1997): Searching for stationarity: Purchasing power parity under the current float, *Journal of International Economics*, 43, s. 313-332, 1997
- SAMUELSON, P.A. (1964): Theoretical Notes on Trade Problems, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 46, No. 2., s. 145-154, 1964
- SKOŘEPA, M. (1999): K rozdílům v cenových hladinách mezi ČR a Německem, *Finance a úvěr*, 6/2001
- TUREK, O. (2000): Nízká cenová hladina jako indikátor handicapů České ekonomiky, *Podkladová studie ke Studii o sociálních a ekonomických dopadech vstupu do EU*,

- Rada vlády pro sociální a ekonomickou strategii, 2000,  
dostupné z: <http://vlada.cz/1250/vrk/rady/rady.htm>, [cit. 2003-01-15]
- ZAHRADNÍK P. (1999): Význam maastrichtských kritérií makroekonomické konvergence,  
*Finance a úvěr*, 1/1999
- WINTR, L. (2002): *Konvergence produktivity České republiky a Evropské unie*, Diplomová práce, Institut ekonomických studií, FSV UK, Praha 2002, vedoucí diplomové práce Tomáš Cahlík

Další zdroje a zdroje dat:

Centrální banky:

Bulharsko ([www.bng.bg](http://www.bng.bg))

Česká republika ([www.cnb.cz](http://www.cnb.cz))

Estonsko ([www.ee/epbe/](http://www.ee/epbe/))

EU ([www.ecb.int](http://www.ecb.int))

Kypr ([www.centralbank.gov.cy](http://www.centralbank.gov.cy))

Litva ([www.bl.lt](http://www.bl.lt))

Lotyšsko ([www.bank.lv](http://www.bank.lv))

Maďarsko ([www.mnb.hu](http://www.mnb.hu))

Malta ([www.centralbankmalta.com](http://www.centralbankmalta.com))

Polsko ([www.pnb.pl](http://www.pnb.pl))

Rumunsko ([www.bnro.ro](http://www.bnro.ro))

Slovensko ([www.nbs.sk](http://www.nbs.sk))

Slovinsko ([www.bsi.si](http://www.bsi.si))

Český statistický úřad ([www.czso.cz](http://www.czso.cz))

Estonský statistický úřad ([www.stat.ee](http://www.stat.ee))

Evropská komise ([www.europa.eu.int/comm/](http://www.europa.eu.int/comm/))

Gronigen Growth and Development Centre, databáze dostupná na [www.eco.rug.nl/ggdc](http://www.eco.rug.nl/ggdc), [cit. 2003-04-01]

Mezinárodní měnový fond ([www.imf.org](http://www.imf.org))

Mezinárodní měnový fond (2003) - International Financial Statistics 2003 [CD ROM]

Ministerstvo financí České republiky ([www.mfcr.cz](http://www.mfcr.cz))

Ministerstvo financí Polské republiky ([www.mf.gov.pl](http://www.mf.gov.pl))

Organizace pro ekonomickou spolupráci a rozvoj ([www.oecd.org](http://www.oecd.org))

OECD (2002): Main Economic Indicators (3/2002, OECD)

OECD (2003): Main Economic Indicators (2/2003, OECD)

## DODATEK

### Konvergence inflace kandidátských zemí k průměru EMU a Německu

Tabulka D1.: Výsledky ADF testů časových řad – konvergence k průměru EMU

EMU	P	T	$\varphi$	t-stat.	$\alpha$	t-stat.	prob.	Kritické hodnoty $\varphi^+$		
								1%	5%	10%
<b>BG</b>	1	115	0.9263**	-2.4106				-2.58	-1.94	-1.62
<b>CZ</b>	12	92	0.9851	-1.0527				-2.59	-1.94	-1.62
<b>EST</b>	12	104	0.9632***	-4.0506				-2.59	-1.94	-1.62
<b>HU</b>	12	104	0.9967	-0.6200				-2.59	-1.94	-1.62
<b>LAT</b>	12	104	0.9483***	-3.5079				-2.59	-1.94	-1.62
<b>LIT</b>	22	94	0.9523***	-2.6072				-2.59	-1.94	-1.62
<b>MAL</b>	12	104	0.7986**	-2.5259				-2.59	-1.94	-1.62
<b>PL</b>	12	104	0.9820**	-2.5505				-2.59	-1.94	-1.62
<b>RO</b>	12	103	0.9720	-1.5119				-2.59	-1.94	-1.62
<b>SK</b>	12	92	0.9768	-1.2571				-2.59	-1.94	-1.62
<b>CY</b>	12	103	0.9131**	-3.0180	0.1767	2.1135	0.0374	-3.50	-2.89	-2.58
<b>SL</b>	12	102	0.9281**	-3.2772	0.4661	2.6010	0.0109	-3.50	-2.89	-2.58

Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.

<sup>+</sup> Mac Kinnonovy kritické hodnoty.

$p$  – počet zpožděných diferencí,  $T$  – počet pozorování.

Tabulka D2.: Výsledky ADF testů časových řad – konvergence k Německu

DE	P	T	$\varphi$	t-stat.	$\alpha$	t-stat.	P-hodnota	Kritické hodnoty $\varphi^+$		
								1%	5%	10%
<b>BG</b>	1	116	0.9264**	-2.4053				-2.58	-1.94	-1.62
<b>CZ</b>	12	93	0.9854	-1.1863				-2.59	-1.94	-1.62
<b>EST</b>	9	108	0.9640***	-3.9639				-2.58	-1.94	-1.62
<b>HU</b>	12	104	0.9967	-0.6287				-2.59	-1.94	-1.62
<b>LAT</b>	12	104	0.9512***	-3.4354				-2.59	-1.94	-1.62
<b>LIT</b>	23	93	0.9946***	-4.6561				-2.59	-1.94	-1.62
<b>PL</b>	12	104	0.9815**	-2.5610				-2.59	-1.94	-1.62
<b>RO</b>	12	103	0.9721	-1.5188				-2.59	-1.94	-1.62
<b>SK</b>	12	93	0.9793	-1.2453				-2.59	-1.94	-1.62
<b>CY</b>	12	103	0.5094**	-3.6637	0.6330	3.4631	0.0008	-3.49	-2.89	-2.58
<b>MAL</b>	12	104	0.7462	-2.4866	0.3019	2.2540	0.0267	-3.50	-2.89	-2.58
<b>SL</b>	12	102	0.9297**	-3.2096	0.5070	2.5369	0.0129	-3.49	-2.89	-2.58

Pramen: autorské výpočty z dat IMF.

\*, \*\*, \*\*\* koeficient  $\varphi$  signifikantní na 10%, 5%, 1% hladině významnosti.

<sup>+</sup> Mac Kinnonovy kritické hodnoty.

$p$  – počet zpožděných diferencí,  $T$  – počet pozorování.

### **Generátor pseudo-náhodných čísel v RATS**

Na osobní dotaz do společnosti Estima (výrobce programu RATS) jsem obdržel tuto odpověď: *„The pseudo-random number generator in RATS implements the "minimal standard" multiplicative linear congruential RNG described in Park and Miller, "Random Number Generators: Good Ones are Hard to Find", in CACM, October 1988.“*

Diskuze ohledně kvality tohoto generátoru jde nad rámec této práce. Uvedenou publikaci se navíc nepodařilo sehnat.