

Transformace a konvergence ve střední a východní Evropě

Evžen KOČENDA*

1. Úvod a motivace

Tento článek se zabývá konvergencí transformujících se ekonomik ve střední a východní Evropě. Proces transformace v tomto regionu poskytuje jedinečnou příležitost pro analýzu konvergence vybraných makroekonomických veličin mezi určitými skupinami zemí rozdělených podle obchodních a geografických kritérií. V tomto článku je tedy rozšířena metodologie konvergence v ekonomickém růstu na konvergenci ve více makroekonomických ukazatelích, a tím dosažen ucelenější obraz konvergence v průběhu ekonomické transformace.

Po deseti letech ekonomické transformace státy střední a východní Evropy završily jednu část transformačního procesu. V průběhu této transformace byla aplikována různá privatizační schémata a přijímána různá opatření v měnové a fiskální politice. Ekonomická transformace v zemích střední a východní Evropy probíhala – i přes národní zvláštnosti – do značné míry podobně. Příkladem jsou změny v oblasti institucí zaměřené především na podporu funkční tržní ekonomiky a dále pak podobnost ve vývoji zvolené politiky režimu měnového kurzu a v přesunu investic do odvětví s komparativní výhodou. Tyto země také spolu s postupným procesem odstátnění a restrukturalizace státních podniků vytvářely podmínky pro mezinárodní obchod a spolupráci v rámci transformačního procesu.

Z teoretického hlediska lze rozeznat dva základní důvody konvergence makroekonomických ukazatelů zemí střední a východní Evropy: (1) Vzájemný zahraniční obchod mezi těmito zeměmi, který ovlivňuje tok zboží a kapitálu, slouží jako přirozený způsob koordinace ekonomického rozvoje jednotlivých zemí. Jak uvádí Ben-David (1996), ačkoliv konvergence v agregátním výstupu není rysem celosvětovým, mezi zeměmi se silným vzájemným obchodem je tato konvergence výrazná. (2) Druhý faktor, který ovlivňuje stupeň konvergence mezi zeměmi střední a východní Evropy, je institucionální povahy. Vzhledem k možnému vstupu zemí střední a východní Evropy do struktur EU přejímají tyto země institucionální normy, které jsou standardizované a jejichž splnění je pro případný vstup do EU nutné. Institucionální změny společně se změnami v měnové a fiskální politice jsou tak motivovány společným cílem vstupu do EU a jako takové jsou dalším faktorem společného vývoje těchto ekonomik.

* CERGE – Národohospodářský ústav, společné pracoviště UK a AV ČR
(e-mail: evzen.kocenda@cerge.cuni.cz)

Na základě porovnání situace v rozvinutých zemích EU lze identifikovat jejich hospodářskou konvergenci a zároveň sjednocující se institucionální strukturu. Například země, které se účastnily Evropského měnového systému (EMS), vykazovaly konvergenci ve vývoji měnových kurzů. Sarno (1997) zjistil, že u zemí spjatých s Evropským měnovým mechanismem je dlouhodobá konvergence v oblasti nominálních i reálných měnových kurzů častější než u zemí na tomto mechanismu nezávislých. Kočenda a Papell (1997) prokázali u zemí spjatých s EMS silnou konvergenci rovněž v míře inflace. Paralela s těmito výsledky naznačuje, že určité společné institucionální uspořádání může být základem konvergence také mezi zeměmi střední a východní Evropy.

V následující části článku jsou popsána data, třetí část popisuje použitou ekonometrickou metodologii. Ve čtvrté části jsou uvedeny empirické výsledky a poslední část nabízí stručný závěr.

2. Data a výběr skupin

Analýza se zaměřuje na vybrané země střední a východní Evropy. Použitá data jsou měsíční a zahrnují následující země: Česká republika, Slovensko, Maďarsko, Polsko, Slovinsko, Rumunsko, Bulharsko, Albánie, Estonsko, Litva a Lotyšsko. Časové řady začínají v lednu 1991 a končí v prosinci 1998. Měsíční data reálné průmyslové produkce, měnového agregátu (M1), výrobních a spotřebních cen a reálné úrokové míry byla z důvodu zajištění spolehlivosti použitých dat převzata z mezinárodních finančních statistik publikovaných MMF. Pro zabezpečení konzistence dat byly použity také publikace statistických úřadů a národních bank analyzovaných zemí. Pro aproximaci hrubého domácího produktu (HDP) používáme průmyslovou produkci, protože průmyslová produkce je publikována v měsíčních frekvencích. Tato aproximace dovozuje získat panelová data o dimenzi srovnatelné s ostatními ukazateli, tedy o dimenzi dostatečně obsáhlé pro dosažení spolehlivých výsledků techniky popsané v následující části.

V analýze se příspěvek zaměřuje na míry růstu jmenovaných veličin. Jedinou výjimkou je úroková míra, která je definována později. Z důvodu použití měsíčních dat a vzhledem k tomu, že téměř všechna měsíční data obsahují sezonnost, počítáme sezonně upravené míry růstu. Pro snížení variability těchto dat je použita sezonní diference a veličina X_t definována jako logaritmická dvanáctiměsíční diference původních dat:

$$X_t = \ln V_t - \ln V_{t-12} \quad (1)$$

kde V_t je původní proměnná v čase t , a X_t značí míru růstu veličiny V_t za období dvanácti měsíců, např. míra růstu od ledna k lednu.

Měsíčně počítaná roční míra růstu přispívá k odstranění na čase závislých výchylek ekonomických ukazatelů. Sezonní charakter výchylek může být způsoben ekonomikou, ale i administrativně. Např. HDP (aproximujeme průmyslovou produkcí) se skládá z několika částí, mezi nimi i z investic a spotřeby. Cyklický charakter investic v transformující se ekonomice je dostatečně prokázán, stejně tak do určité míry i cyklický charakter spotřeby.

Podobně – spíše ze sociálních než ekonomických důvodů – většina transformujících se ekonomik zvolila postupnou liberalizaci cen. Tento přístup

TABULKA 1 Skupiny zemí

skupina	počet	seznam zemí ve skupině
původní CEFTA	5	Česká republika, Slovensko, Maďarsko, Polsko, Slovinsko
rozšířená CEFTA	6	Česká republika, Slovensko, Maďarsko, Polsko, Slovinsko, Rumunsko
baltická skupina	3	Estonsko, Lotyšsko, Litva
balkánská skupina	3	Rumunsko, Bulharsko, Albánie
první kolo	5	Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovinsko, Estonsko
druhé kolo	5	Slovensko, Rumunsko, Bulharsko, Lotyšsko, Litva

zahrnuje maloobchodní ceny i ceny regulované. Deregulační kroky jsou většinou předem zveřejněny a uskutečněny v předem stanovených termínech. Takové administrativní aktivity způsobují každoročně skokové změny v cenové hladině výrobních i spotřebních cen.

Úrokové míry jsou počítány následovně. Definujeme reálné rozpětí (*spread*) jako rozdíl mezi nominální úvěrovou a depozitní úrokovou mírou minus inflace.

Pro účel naší analýzy jsme rozdělili země do logicky oddělených skupin; to umožní vytvoření panelových dat. Z důvodu použití pouze spolehlivých a konzistentních dat jsou určité panely nevyvážené. Máme k dispozici maximálně 84 pozorování za každou zemi a dimenze panelu se tedy mění úměrně se strukturou dat. *Tabulka 1* ukazuje složení různých skupin, pro které testujeme hypotézu konvergence. Uvedené rozčlenění není nahodilé, ale reflektuje určité institucionální zvláštnosti transformačního procesu současně se zvláštnostmi historickými a geografickými.

Vzhledem k zaměření článku uvádíme data také v grafické podobě (*grafy 1–5*). Grafy, kromě uvedených veličin, uvádějí také časové řady průměrů skupin s cílem další ilustrace výsledků konvergence v rámci dané skupiny. Grafy rovněž obsahují zobrazení časové řady proměnných jako průměr za Evropskou unii. Srovnání vývoje průměrů skupiny a průměru EU umožňuje alespoň základní srovnávací pohled na vývoj makroekonomických veličin v těchto dvou částech Evropy.

Prvním kritériem pro členění zemí je zahraniční obchod. Už v prosinci 1991 tehdejší Československo, Polsko a Maďarsko podepsaly tzv. „Evropské smlouvy“ s EU.¹ Tyto země se snažily vytvořit fungující prostředí pro mezinárodní obchod a spolupráci za účelem urychlení transformačního procesu. Proto první dvě skupiny zemí reflektují institucionální charakter ekonomické transformace s ohledem na smlouvy o mezinárodním obchodě mezi zeměmi střední a východní Evropy. Taková dohoda se realizovala v březnu 1993 formou Středoevropské smlouvy o volném obchodě (CEFTA). Původní skupinu CEFTA tvořily: Česká republika, Slovensko, Maďarsko, Polsko a Slovinsko. Vývoj veličin pro tyto země je ilustrován v *grafech 1.1–5.1*.

Kvůli zachování konzistence byla vytvořena také „rozšířená skupina CEFTA“, tedy původní skupina CEFTA spolu s Rumunskem, ačkoliv Rumunsko vstoupilo do CEFTA až v roce 1996. Na druhé straně do této skupiny není zařazeno Bulharsko, protože to vstoupilo až v roce 1998.

Dvě další skupiny jsou definovány na základě připravenosti zemí na vstup do EU. Skupiny byly sestaveny na základě analýz EBRD týkajících se po-

¹ Ostatní země střední a východní Evropy následovaly tuto iniciativu později.

kroku v ekonomické a politické transformaci deseti zemí, které usilují o členství v EU. Podle kritéria dosavadní úspěšnosti transformace označila Evropská komise jako nejpravděpodobnější kandidáty na členství – tzv. *skupinu prvního kola* – pět zemí: Českou republiku, Estonsko, Maďarsko, Polsko a Slovinsko. *Skupina druhého kola* je pak tvořena Bulharskem, Litvou, Lotyšskem, Rumunskem a Slovenskem.

Dále jsou v této studii sestaveny další dvě skupiny: *balkánská skupina* (Rumunsko, Bulharsko a Albánie) a *baltská skupina* (Estonsko, Litva a Lotyšsko). Tyto dvě skupiny reflektují spíše geografické a historické aspekty transformujících se zemí. *Grafy 3.3 a 4.3* ilustrují průběh veličin balkánské skupiny a *grafy 1.2–5.2* veličiny baltských zemí.

3. Metodologie

Široká škála literatury zabývající se ekonomickým růstem je věnována testování růstových konvergencí mezi různými zeměmi. Konvergence v klíčových ekonomických veličinách může být prováděna různými metodami. Baumol (1986), Barro (1991) a Barro a Sala-i-Martin (1991, 1992) začínali s konvenčními přístupy, kterými zkoumali vztahy mezi mírou růstu na obyvatele na počátku a na konci období za použití průřezových dat. Soudobý výzkum (Bernard – Durlauf, 1995) ukazuje, že konvenční přístup je příliš jednoduchý a je platný pouze za velmi silných předpokladů.

Následující ekonometrická metodologie, užitá v několika publikovaných studiích, se spoléhá na slabší předpoklady a používá kombinaci průřezových dat a časových řad: Ben-David (1995, 1996) provedl analýzu růstu reálného příjmu na obyvatele v různých zemích, Kočenda a Papell (1997) použili tuto metodologii pro studium inflační konvergence v EU, Kočenda a Hanousek (1998) použili tuto metodologii pro testování konvergence a integrace asijských finančních trhů.

Naši analýzu konvergence začínáme modelováním časových řad makroekonomických veličin pro skupinu i jednotlivých zemí za časové období jako autoregresivní proces:

$$X_{i,t} = \alpha + \phi X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

kde X_t značí míru růstu určité veličiny za dvanáctiměsíční období, jak je definováno v (1), nebo rozpětí úrokové míry, jak bylo definováno výše. Skutečnost, že veličiny jsou modelovány jako autoregresivní proces, je založena na přístupu, který je v literatuře běžný a teoreticky neříká nic o tom, jak je tato veličina určována.

Stupeň konvergence je založen na vztahu, jenž popisuje dynamiku diferencí dané veličiny v panelovém modelu. Tento vztah je formálně popsán jako:

$$X_{i,t} - \bar{X}_t = \phi (X_{i,t-1} - \bar{X}_{t-1}) + u_{i,t} \quad (3)$$

kde $\bar{X}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_{i,t}$. V případě panelového uspořádání je konstanta z definice

rovna nule. Konvergence ve výše popsaném smyslu vyžaduje, aby se difference analyzovaných veličin zmenšovaly v čase. Z tohoto důvodu hodnota parametru ϕ musí být menší než jedna a statisticky významná. Případ, kdy je hodnota ϕ větší než jedna (a statisticky významná), ukazuje na di-

vergenci. Současný výzkum ukázal, že hodnota koeficientu menší než jedna je dostatečně stabilním důkazem konvergence; to platí také opačně pro divergenci, tedy když $\phi > 1$. Ben-David (1995) provedl 10 000 simulací pro každý ze tří možných případů, v nichž data měla vykazovat konvergenci, divergenci nebo neutralitu. Jeho četné simulace poskytují výsledky divergence a konvergence tehdy, když tyto charakteristiky vyjadřují opravdovou situaci. V případě neutrality se neprokázala žádná silná tendence ke konvergenci nebo divergenci a obecně koeficient směřuje k hodnotě jedna.

Odhadnutý parametr ϕ reprezentuje rychlost konvergence v rámci určité skupiny. Z konstrukce testu vyplývá, že jak se hodnota koeficientu blíží jedné, míra konvergence klesá. Pro lepší interpretaci tohoto jevu proto uvádíme také tzv. „poločas konvergence“. Poločas procesu konvergence je počet časových období potřebných pro snížení rozdílů v hodnotě veličin na polovinu. Poločas konvergence je odvozen a použit v (Ben-David, 1993, 1996) a je vyjádřen jako $\ln(0,5)/\ln(\phi)$.

Koeficient konvergence ϕ pro určitou skupinu zemí může být získán odhadem rovnice (3). S cílem odstranit jakoukoliv možnou sériovou korelaci v datech přepisujeme rovnici (3) do následující formy upraveného Dickeyho-Fullerova testu (Dickey – Fuller, 1979):

$$d_{i,t} = \phi d_{i,t} - \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta d_{i,t-j} + z_{i,t} \quad (4)$$

kde diference $d_{i,t} = X_{i,t} - \bar{X}_t$ a její první diference $\Delta d_{i,t} = d_{i,t} - d_{i,t-1}$. Počet zpožděných diferencí (k) v rovnici (4) je určen pomocí parametrické metody užitě v (Campbell – Perron, 1991) a (Ng – Perron, 1995). Horní hranice pro počet zpožděných diferencí k_{max} je určena aproximativně.² Provedeme regresi a určíme významnost koeficientu γ_k . Jestliže koeficient není významný, provedeme snížení k o jednotku a rovnici (4) odhadneme znovu. Tuto proceduru opakujeme tak dlouho, až dosáhneme významného koeficientu γ_k . V případě, že žádný z koeficientů není významný, aplikujeme běžný Dickeyho-Fullerův test. Výhoda této rekurzivní metody oproti pevně stanovenému k je rozvedena v (Ng – Perron, 1995).

Popsaná metodologie využívá efekt vzájemného rozptylu mezi proměnnými v panelové struktuře dat o omezené časové dimenzi. Teorii odvodili Levin a Lin (1992); ti ukázali, že statistická síla testu pro relativně malý panel může řádově přesahovat sílu tohoto testu pro časovou řadu. Dřívější ekonometrický výzkum prokázal výhody panelové analýzy na mnoha ekonomických aplikacích. Obecně řečeno, vzájemný rozptyl mezi proměnnými v panelové struktuře dat pomáhá zlepšit odhady hledaných parametrů a použité testy mají větší sílu.

Levin a Lin (1992) sestavili kritické hodnoty, které umožňují testování statistické významnosti koeficientu konvergence ϕ . Bohužel tyto hodnoty nezahrnují *současné* korelace v reziduích pro malé počty pozorování. Proto je v této studii použita simulace Monte Carlo pro určení odpovídajících kritických hodnot. Z uměle vygenerovaných dat stejných vlastností,

² $k_{max} = 7$, protože používáme měsíční data. Do studie jsme se snažili zahrnout až půlroční zpoždění mezi peněžní a reálnou ekonomikou.

TABULKA 2 Míra růstu reálné průmyslové produkce

skupina	počet	ϕ	t-stat(ϕ)	k	poločas	kritické hodnoty		
						1 %	5 %	10 %
původní CEFTA	5	0,858***	-4,34	5	4,52	-2,57	-1,88	-1,54
rozšířená CEFTA	6	0,959***	-3,20	3	16,95	-2,65	-1,91	-1,57
baltská skupina	3	0,880**	-2,46	2	5,44	-2,54	-1,92	-1,59
první kolo	5	0,857***	-3,94	5	4,51	-2,57	-1,91	-1,53

poznámka: k označuje počet zpožděných proměnných.

*** a ** vyznačují statistickou významnost na úrovni 1 % a 5 %.

jako měla data skutečná, byly spočítány a sestaveny kritické hodnoty pro testování významnosti koeficientu ϕ pro hodnoty 1,5 a 10 % statistické významnosti.

4. Empirické výsledky

Výsledky testování konvergence všech definovaných skupin zemí jsou uvedeny v *tabulkách 2–6*. Tabulky jsou věnovány jednotlivým makroekonomickým veličinám. Pro usnadnění připomeňme, že z definice testu vyplývá, že s přibližováním se hodnoty statisticky významného koeficientu ϕ k jedné konvergenční slábně. Pro snadnější interpretaci rychlosti konvergence je v *tabulkách* uveden také poločas konvergence, tedy počet period nutných pro redukci rozdílu v hodnotách určité proměnné na polovinu. Výsledky doplňují grafy, které svým uspořádáním umožňují i přibližné srovnání s vývojem v Evropské unii.

4.1. Průmyslová výroba

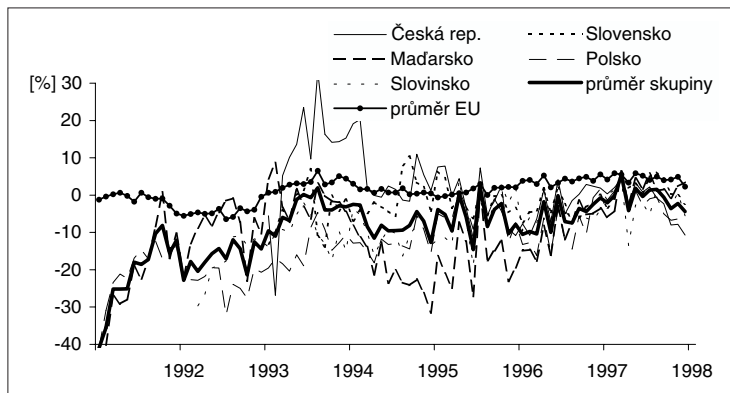
Výchozí podmínky, za kterých země střední a východní Evropy vstupovaly do procesu transformace, byly odlišné. Zatímco Česká republika začínala na relativně vysoké úrovni a vykazovala v procesu transformace menší růst, situace Polska a do značné míry Maďarska byla opačná. Když ve střední Evropě již probíhala transformace, byly pobaltské státy stále pod silným vlivem bývalého Sovětského svazu. Dalším faktorem, který měl vliv na výchozí podmínky těchto zemí, byla různá míra mikroekonomické restrukturalizace na počátku transformace. Je téměř jisté, že tyto podmínky měly výrazný vliv na vývoj průmyslové produkce v transformačním období.

V *tabulce 2* jsou uvedeny výsledky testů konvergence provedených na reálné míře růstu průmyslové výroby. Koeficient ϕ je statisticky významný pro všechny skupiny zemí. Kvůli potížím při získávání spolehlivých dat nelze nabídnout výsledky pro země na Balkáně a *skupinu druhého kola*.

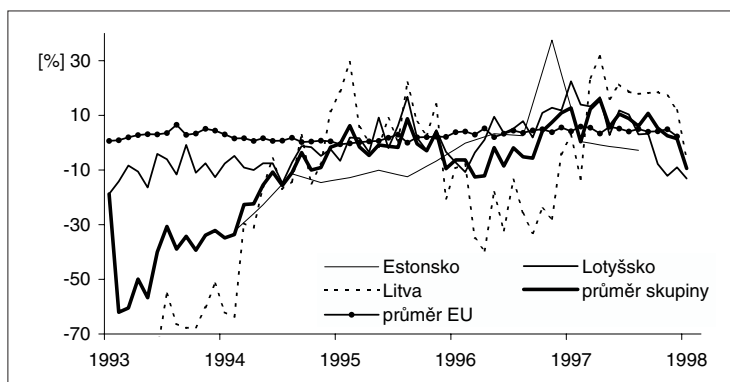
Měřeno poločasem konvergence vykazuje nejrychlejší konvergenci *skupina prvního kola* před skupinou zemí, které jsou původními členy CEFTA. Skupina pobaltských republik mírně zaostává, v každém případě lze však mluvit o srovnatelné rychlosti konvergence všech tří skupin.

Celkem vysoká rychlost konvergence analyzovaných tří skupin zemí kontrastuje s velmi nízkou konvergencí rozšířené skupiny CEFTA. Do značné míry odlišný od ostatních členů CEFTA byl vývoj růstu rumunského reál-

GRAF 1.1 Míra růstu reálné průmyslové produkce: skupina CEFTA



GRAF 1.2 Míra růstu reálné průmyslové produkce: baltská skupina



ného produktu. Důvodem byl vývoj výrobních cen, který způsobil podstatné zpomalení v rychlosti konvergence mezi původními členy CEFTA a rozšířenou skupinou CEFTA.

V každém případě tyto výsledky ukazují na relativně vysokou míru konvergence v míře růstu reálného produktu mezi zeměmi střední a východní Evropy. K tomuto sblížení dochází i přes rozdílnost výchozích podmínek jednotlivých zemí. Z grafu 1.1 je patrné, že míra růstu reálné průmyslové produkce je v rámci skupiny CEFTA celkově pod úrovní průměru Evropské unie. V případě baltské skupiny se míra růstu přiblížila průměru EU v roce 1995 a dále se kolem něj pohybuje s poměrně výraznou volatilitou.

4. 2. Ceny

V tabulce 3 a 4 jsou uvedeny výsledky testů konvergence v míře růstu výrobních a spotřebních cen. Koeficienty konvergence jsou statisticky významné. Z důvodu nedostupnosti dat výrobních cen nejsou koeficienty uve-

TABULKA 3 Míra růstu průmyslových cen

skupina	počet	ϕ	$t\text{-stat}(\phi)$	k	poločas	kritické hodnoty		
						1 %	5 %	10 %
původní CEFTA	5	0,951***	-3,78	1	13,74	-2,59	-1,86	-1,54
rozšířená CEFTA	6	0,961***	-3,74	2	17,52	-2,61	-1,93	-1,56
baltská skupina	3	0,843***	-7,86	7	4,06	-2,62	-1,99	-1,62
první kolo	5	0,948***	-4,01	1	12,93	-2,54	-1,90	-1,54

poznámka: k označuje počet zpožděných proměnných.

*** vyznačují statistickou významnost na úrovni 1 %.

TABULKA 4 Míra růstu spotřebitelských cen

skupina	počet	ϕ	$t\text{-stat}(\phi)$	k	poločas	kritické hodnoty		
						1 %	5 %	10 %
původní CEFTA	5	0,969**	-2,42	4	22,55	-2,53	-1,87	-1,52
rozšířená CEFTA	6	0,980**	-2,17	4	35,91	-2,57	-1,93	-1,59
baltská skupina	3	0,877***	-10,48	6	5,28	-2,64	-1,96	-1,59
balkánská skupina	3	0,941***	-3,85	6	11,46	-2,68	-1,93	-1,59
první kolo	5	0,875***	-6,04	5	5,21	-2,57	-1,96	-1,54
druhé kolo	5	0,953***	-3,81	4	14,39	-2,56	-1,88	-1,56

poznámka: k označuje počet zpožděných proměnných.

*** a ** vyznačují statistickou významnost na úrovni 1 % a 5 %.

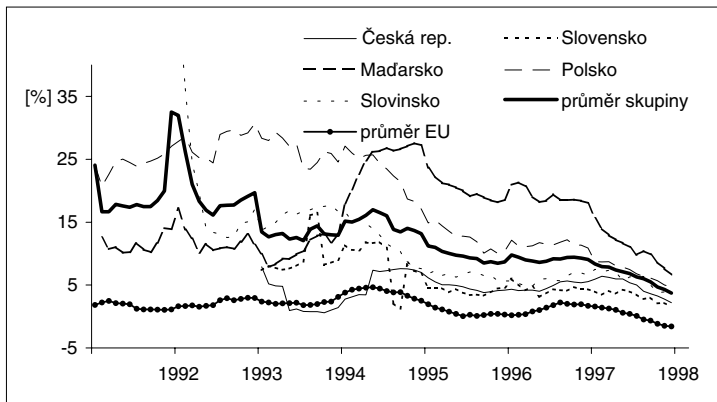
deny pro všechny skupiny. Výsledky ukazují na existenci konvergence v mírách růstu cen mezi zeměmi střední a východní Evropy s tím, že tato konvergence je vyšší pro výrobní ceny než pro ceny spotřebitelské. Z grafu 2 a 3 je také patrná konvergence výrobních cen k oblasti s jednočíselnou inflací a v případě spotřebitelských cen k oblasti s inflací kolem 10 %. Jedinou výjimkou je skupina balkánských zemí (graf 3.3), kde spotřebitelské ceny stále zůstávají na vyšší úrovni než v ostatních zemích střední a východní Evropy.

Pobaltské země vykazují největší stupeň konvergence, jak je zřejmé také z grafu 2.2 a 2.3. Důvody této silné konvergence jsou v zásadě dva. Jednak (1) pobaltské země měly po své měnové odluce od bývalého Sovětského svazu srovnatelné výchozí podmínky a využívaly silných vzájemných ekonomických vazeb. Druhým faktorem (2) byla velmi podobná politika měnového kurzu, tedy různé způsoby ukotvení domácí měny na silnější zahraniční měnu. Po období velmi vysoké inflace tato kurzová politika umožnila tzv. importovat nižší míru inflace, kterou by pravděpodobně tyto země nebyly schopny dosáhnout, kdyby zvolily kurzovou politiku autonomní.³ Vzhledem k velmi vysoké počáteční míře inflace je její rychlé zvládnutí na počátku 90. let dobrým výsledkem. Od roku 1994 můžeme pozorovat mnohem povolnější snižování míry růstu cen. K určitému sblížení cenových nárůstů s průměrem v EU pak dochází na samém konci pozorovaného období. Domnívám se, že rozhodujícím faktorem je zde právě vliv kurzového režimu.

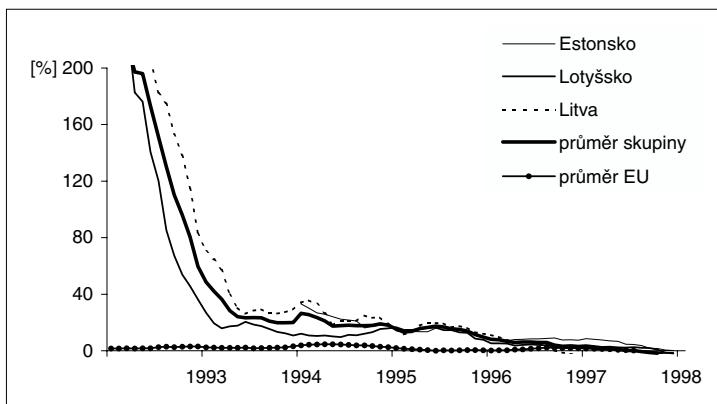
Interpretace výsledků inflační konvergence mezi zeměmi CEFTA není tak jednoznačná. Poločasy konvergence jsou relativně dlouhé, avšak země

³ Bližší informace viz (Giavazzi – Giovannini, 1989).

GRAF 2.1 Míra růstu průmyslových cen: skupina CEFTA



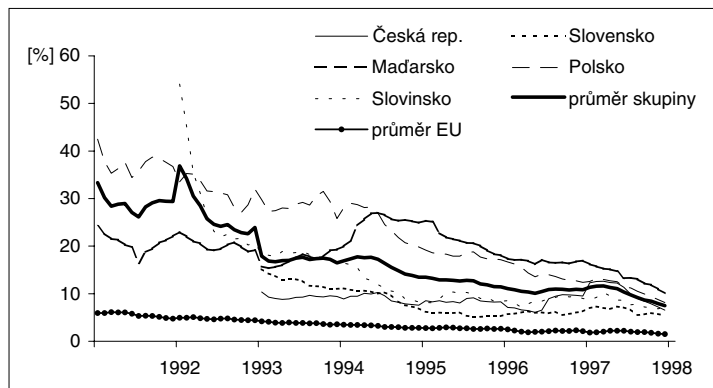
GRAF 2.2 Míra růstu průmyslových cen: baltská skupina



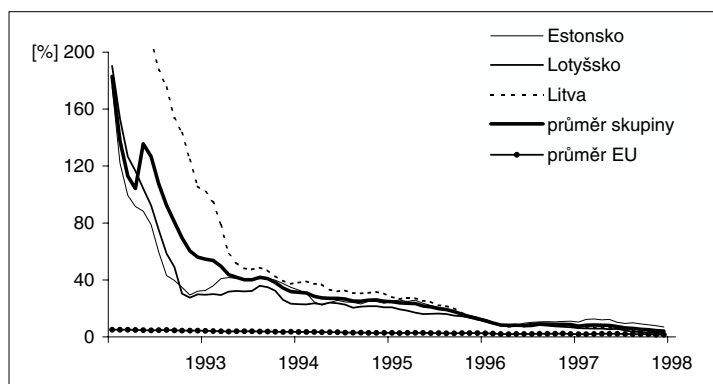
CEFTA začaly transformaci s rozumně vysokými mírami inflace a malými vzájemnými rozdíly ve srovnání s baltskými a balkánskými zeměmi, a proto bylo pro země skupiny CEFTA mnohem složitější, a tedy i časově náročnější vzájemné rozdíly relativně nízké míry inflace dále snižovat. Konvergenční proces zemí CEFTA je patrný také z *grafu 2.1* a *3.1*. V případě obou kategorií cen došlo k nejvýraznějšímu snížení v letech 1992–1994. Poté následoval pokles velmi povlnný. Vývoj průměrné míry růstu za tuto skupinu od roku 1995 v podstatě kopíruje vývoj průměru EU, avšak zůstává zhruba 5 % nad ním.

Výsledky pro rozšířenou skupinu CEFTA ukazují nižší konvergenci než u původních zemí CEFTA. Toto zpomalení je patrné zejména u spotřebitelských cen; bylo způsobeno povážlivě vysokou mírou inflace v Rumunsku oproti ostatním členům CEFTA. Tento fakt je třeba srovnat s relativně rychlou konvergencí mezi zeměmi balkánské skupiny. Tyto tři země prošly obdobím vysoké inflace spotřebitelských cen, zvláště pak v období 1996–97 (*graf 3.3*). Z čistě statistického hlediska je pochopitelné, že balkánské země

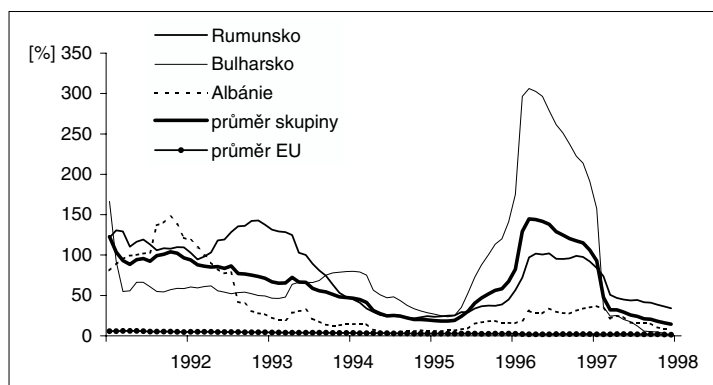
GRAF 3.1 Míra růstu spotřebitelských cen: skupina CEFTA



GRAF 3.2 Míra růstu spotřebitelských cen: baltská skupina



GRAF 3.3 Míra růstu spotřebitelských cen: balkánská skupina



byly schopné snížit inflační rozdíly celkem rychle, neboť začínaly na velmi vysokém základě.

TABULKA 5 Míra růstu peněžní zásoby (M1)

skupina	počet	ϕ	t-stat(ϕ)	k	poločas	kritické hodnoty		
						1 %	5 %	10 %
původní CEFTA	5	0,925***	-3,53	6	8,95	-2,62	-1,91	-1,54
rozšířená CEFTA	6	0,940***	-3,66	3	11,20	-2,59	-1,92	-1,56
baltská skupina	3	0,905***	-3,17	7	6,93	-2,64	-1,96	-1,61
balkánská skupina	3	0,964***	-2,93	3	18,68	-2,60	-1,97	-1,60
první kolo	5	0,918***	-3,18	6	8,11	-2,61	-1,88	-1,55
druhé kolo	5	0,965***	-3,94	5	19,25	-2,66	-1,95	-1,61

poznámka: k označuje počet zpožděných proměnných.

*** vyznačují statistickou významnost na úrovni 1 %.

4. 3. Peníze

Sbližování růstu peněžní nabídky je největší mezi pobaltskými státy (*tabulka 5*). Po úspěšné měnové reformě, jejíž součástí bylo také zavedení nových národních měn, přijaly pobaltské země striktní režimy měnového kurzu. Zavěšením svých měn na americký dolar, německou marku nebo koš zvláštních práv čerpání (ZPČ) se tyto země zřekly nezávislé měnové politiky. To je také nejspíše důvodem silné konvergence. Původní země CEFTA a země prvního kola vykazovaly ve srovnání se skupinou baltských zemí stupeň konvergence o něco nižší, avšak ne zásadně odlišný.

Skupina balkánských zemí a skupina zemí druhého kola vykazují zhruba poloviční stupeň konvergence než předchozí dvě skupiny. Na *grafu 4.3* je uveden dramatický růst nabídky peněz v balkánských zemích, který se shoduje s obdobím inflace následujícím po roce 1996 a končícím v roce 1997. Expanzivní měnová politika byla nástrojem proti ekonomickým potížím v tomto období.

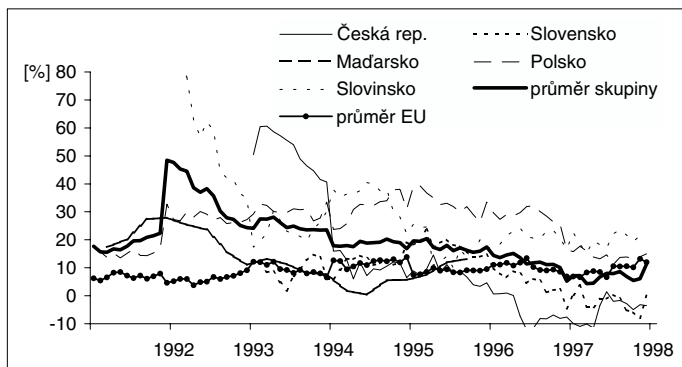
S poklesem inflace na počátku 90. let se podobným způsobem snižovala také míra růstu peněžní zásoby. U skupiny CEFTA byly postupně dosahované hodnoty tohoto parametru poměrně rozptýlené, ale v letech 1997 a 1998 se průměr skupiny výrazně shoduje s průměrem EU. V případě baltských zemí došlo ke sblížení vývoje s průměrem EU již v roce 1995, ale rozptyl zůstal rovněž poměrně velký. Balkánské země jsou výjimkou, neboť míra růstu peněžní zásoby zůstala téměř po celé období trvale vysoko nad průměrem EU bez přesvědčivé tendence ke sblížování.

4. 4. Úrokové sazby

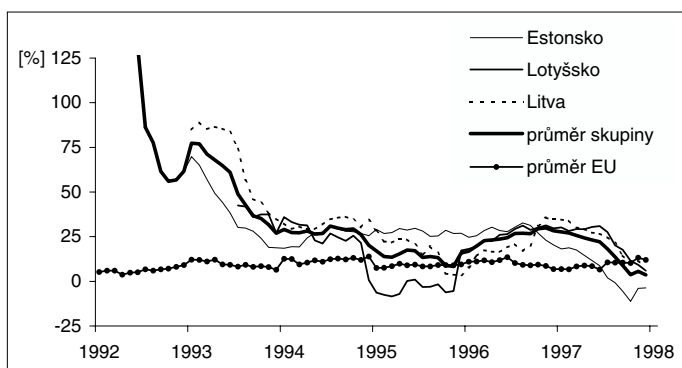
Největší stupeň konvergence reálné úrokové sazby (*tabulka 6*) byl identifikován mezi pobaltskými zeměmi. Původní země CEFTA a země prvního kola konvergují nižší měrou. Pro nedostupnost dat nelze uvést výsledky pro ostatní země. Z *grafu 5.1* a *5.2* je zřetelně vidět poměrně silná tendence přibližování rozpětí reálných úrokových sazeb k průměru EU. Tento vývoj je kombinací příznivého snižování inflace s vývojem na mezibankovních trzích jednotlivých zemí.

Vyšší stupeň konvergence v úrokových sazbách mezi pobaltskými zeměmi způsobila skutečnost, že tyto země se prostřednictvím rigidního kurzového režimu domácí měny vzdaly nezávislé monetární politiky, a tak implicitně

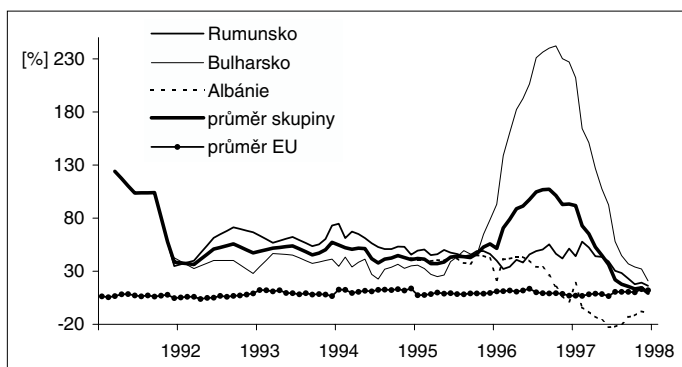
GRAF 4.1 Míra růstu peněžní zásoby (M1): skupina CEFTA



GRAF 4.2 Míra růstu peněžní zásoby (M1): baltská skupina

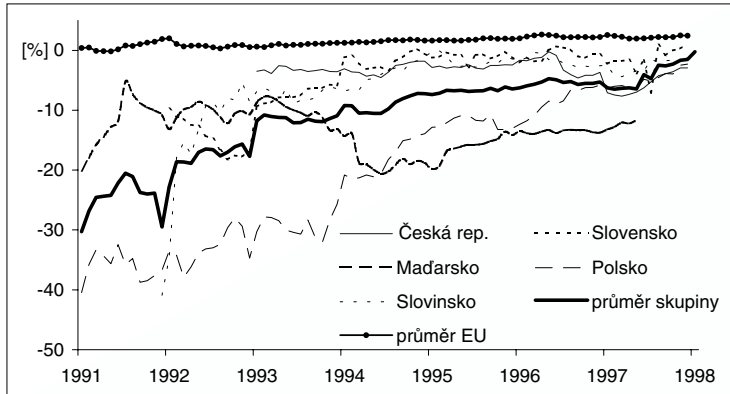


GRAF 4.3 Míra růstu peněžní zásoby (M1): balkánská skupina

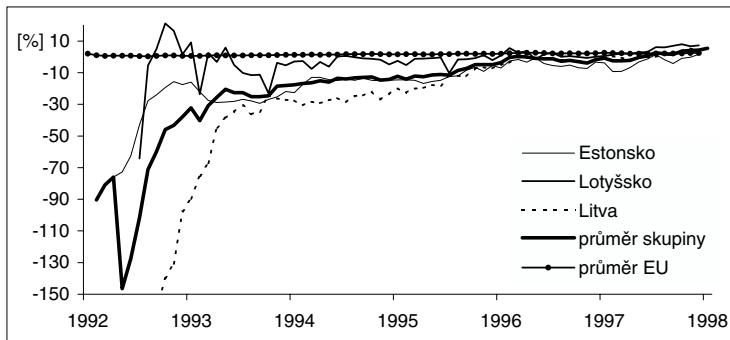


zvolily cestu podobného vývoje hlavních úrokových sazeb. Nižší konvergence v úrokových sazbách zemí CEFTA a zemí prvního kola je pravděpodobně způsobena tím, že tyto země zavedly volnější režimy měnového kurzu a ak-

GRAF 5.1 Rozpětí reálné úrokové míry: skupina CEFTA



GRAF 5.2 Rozpětí reálné úrokové míry: baltská skupina



tivně používaly úrokové sazby jako měnový nástroj. Relativně časté změny úrokových sazeb vedly k ne vždy konzistentnímu vývoji úrokových sazeb mezi posledně zmíněnými skupinami zemí.

Z grafů 5.1 a 5.2 je také vidět silná tendence ke sblížení ve vývoji rozpětí reálných úrokových sazeb skupin zemí CEFTA a baltských zemí vůči EU. U baltské skupiny se nejedná o velké překvapení. V případě zemí CEFTA je tento vývoj také známkou postupné eliminace reálných úrokových diferencíálů.

TABULKA 6 Rozpětí reálné úrokové míry

skupina	počet	ϕ	$t\text{-stat}(\phi)$	k	poločas	kritické hodnoty		
						1 %	5 %	10 %
původní CEFTA	5	0,951**	-2,57	6	13,81	-2,62	-1,93	-1,58
baltská skupina	3	0,877***	-5,66	2	5,29	-2,58	-1,90	-1,59
první kolo	5	0,955***	-3,22	6	15,02	-2,55	-1,89	-1,55

poznámka: k označuje počet zpožděných proměnných.

*** a ** vyznačují statistickou významnost na úrovni 1 % a 5 %.

5. Závěr

Transformace ve střední a východní Evropě nabízí jedinečnou příležitost pro analýzu charakteru vývoje tohoto procesu. Článek shrnuje kvantitativní analýzu provedenou s cílem testovat konvergenci vybraných makroekonomických ukazatelů v rámci specifických skupin zemí střední a východní Evropy od ledna 1991 do prosince 1998. Logické rozčlenění na skupiny zemí sledovalo institucionální prvky v transformujících se ekonomikách a jejich geografické a historické aspekty.

Při testování byla prokázána konvergence základních makroekonomických veličin zemí střední a východní Evropy na obecné úrovni. Síla konvergence se u jednotlivých proměnných a skupin zemí liší. Co se týká makroekonomických veličin, k největšímu stupni konvergence došlo ve všech skupinách zemí u míry růstu reálné průmyslové produkce. U ostatních ukazatelů je stupeň konvergence o něco nižší. Pozitivním rysem je však například to, že ačkoliv míra růstu výrobních a spotřebitelských cen konvergovala nižší rychlostí, konvergence směřovala jednoznačně k nižší hladině inflace.

Při porovnávání konvergence mezi skupinami zemí dosahuje nejvyššího stupně konvergence v základních makroekonomických ukazatelích skupina baltských států. Tyto země tak představují nejhomogennější skupinu zemí v regionu. Vysoký stupeň konvergence v mírách růstu měnových veličin, jako jsou ceny, měnová zásoba a úrokové sazby, je důsledkem absence nezávislé měnové politiky způsobené zavedením velmi pevných režimů měnového kurzu v těchto zemích.

Původních pět zakládajících členů uskupení CEFTA a země, které byly vybrány jako kandidátské země pro vstup do EU v první vlně, vykazují podobnou a relativně vysokou míru konvergence ve většině veličin. Vzhledem k tomu, že se čtyři země vyskytují v obou skupinách, předpokládáme, že konvergence byla způsobena dvěma důležitými faktory. Za prvé, mezinárodní obchod v rámci CEFTA slouží jako přirozený způsob ekonomické koordinace. Za druhé, kandidátsví na vstup do EU funguje jako institucionální prostředek hospodářské koordinace pro splnění vstupních kritérií.

Určitý stupeň makroekonomické konvergence byl dosažen mezi vybranými zeměmi střední a východní Evropy i přes rozdílnost podmínek na začátku transformačního procesu a přes různost přístupů k privatizaci. Z analýzy je patrné, že společné institucionální postupy a hospodářské politiky vykazují korelaci s vyšším stupněm konvergence. Tento výsledek je v souladu s neoklasickou teorií růstu, která vysvětluje konvergenci podobných zemí. Takový proces lze chápat jako pozitivní znak cesty transformujících se zemí k tržnímu hospodářství.

LITERATURA

- BARRO, R. J. (1991): Economic Growth in Cross-section of Countries. *Quarterly J. of Economics*, vol. 106, May 1991, no. 2, pp. 407–443.
- BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN, X. (1991): Convergence Across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 0, 1991, no. 1, pp. 107–158.
- BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN, X. (1992): Convergence. *J. of Political Economy*, vol. 100, April 1992, no. 2, pp. 223–251.

- BAUMOL, W. J. (1986): Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-run Data Show. *American Economic Review*, vol. 76, Dec. 1986, no. 5, pp. 1072–1085.
- BEN-DAVID, D. (1993): Equalizing Exchange: Trade Liberalization and Income Convergence. *Quarterly J. of Economics*, vol. 108, Aug. 1993, no. 3, pp. 653–679.
- BEN-DAVID, D. (1995): Measuring Income Convergence: An Alternative Test. Tel Aviv University, *Foerder Institute for Economic Research Working Paper*, Nov. 1995, no. 41/95.
- BEN-DAVID, D. (1996): Trade Convergence Among Countries. *J. of International Economics*, vol. 40, May 1996, no. 3–4, pp. 279–298.
- BERNARD, A. B. – DURLAUF, S. N. (1995): Convergence in International Output. *J. of Applied Econometrics*, vol. 10, April–June 1995, no. 2, pp. 97–108.
- CAMPBELL, J. Y. – PERRON, P. (1991): Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomist Should Know about Unit Roots. In: Blanchard, O. J. – Fischer, S. (Eds.): *NBER Macroeconomics Annual 1991*. Cambridge and London, MIT Press, 1991, pp. 141–201.
- DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. (1979): Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *J. of the American Statistical Association*, vol. 74, June 1979, no. 366, part 1, pp. 427–431.
- GIAVAZZI, F. – GIOVANNINI, A. (1989): *Limited Exchange Rate Flexibility: The European Monetary System*. Cambridge, Mass. and London, MIT Press, 1989.
- KOČENDA, E. – HANOUSEK, J. (1998): Integration of Emerging Equity Markets: Major Asian Players. *Korean Economic Review*, vol. 14, 1998, no. 1, pp. 99–114.
- KOČENDA, E. – PAPELL, D. (1997): Inflation Convergence within the European Union: A Panel Data Analysis. *International J. of Finance and Economics*, vol. 2, July 1997, no. 3, pp. 189–198.
- LEVIN, A. – LIN, Chien-Fu (1992): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. San Diego, *University of California Discussion Paper*, May 1992, no. 92-23.
- NG, S. – PERRON, P. (1995): Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *J. of the American Statistical Association*, vol. 90, March 1995, no. 429, pp. 268–281.
- SARNO, L. (1997): Policy Convergence, the Exchange Rate Mechanism and the Misalignment of the Exchange Rates: Some Tests of Purchasing Power Parity and Generalized Purchasing Power Parity. *Applied Economics*, vol. 29, May 1997, no. 5, pp. 591–605.

SUMMARY

JEL Classification: C23, E65, F15, O11, P52

Keywords: transition – convergence – macroeconomics – economic integration – European Union

Transition and Convergence in Central and Eastern Europe

Evžen KOČENDA – CERGE-EI, Prague

The paper provides an analysis of the convergence in selected macroeconomic fundamentals of several Central and East European (CEE) countries. The selected CEE countries are categorized to reflect the respective institutional and geographical aspects of economic transformation in the region. Convergence in macroeconomic fundamentals among the transition countries was confirmed in general. Common institutional features and common economic policies tend to correlate with a higher degree of convergence. This finding is in line with neoclassical growth theory, which supports the occurrence of convergence among similar countries.

aktuellní ekonomické informace na internetu: <http://www.ucetni.cz>