

Vydává Fakulta sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze ve spolupráci s Českou národní bankou a Ministerstvem financí ČR ve vydavatelsví Economia, a. s., Praha

© Fakulta sociálních věd UK Praha

Adresa redakce: Vinohradská 49

120 74 Praha 2

Tel.: (02) 22 25 00 36 nebo: (02) 215 93 171

Fax: (02) 22 25 04 62

Šéfredaktor: Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc.

Výkonná

redaktorka: Mgr. Renata Nováková

Publishers: Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague, in Cooperation with the Czech National Bank and the Ministry of Finance of the CR in Publishing House Economica, Prague

© Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague

Editor's Office: Vinohradská 49

120 74 Prague 2

Czech Republic

Editor in Chief: Zdeněk Tůma

OBSAH

Ondřej SCHNEIDER: Teorie ekonomického růstu – složitou cestou k jednoduchým závěrům? 409

Martin ČIHÁK: Od teorie růstu k politické ekonomii růstu (Příčiny a důsledky moderních empirických studií o růstu) 414

Jan FRAIT: Makroekonomická politika a dlouhodobý růst v empirických pracích nové teorie růstu 431

Michal KEJAK: Endogenní růstové modely 445

Štěpána LAZAROVÁ: Růst a konvergence v ČR 466

CONTENTS

Ondřej SCHNEIDER: Theory of Economic Growth – Complicated Means towards Simple Results? 409

Martin ČIHÁK: From Growth Theory towards Political Economy of Growth (Causes and Consequences of Modern Empirical Studies of Growth) 414

Jan FRAIT: Macroeconomic Policy and Long-Run Growth in the Empirical Findings of the New Growth Theory 431

Michal KEJAK: Endogenous Growth Models 445

Štěpána LAZAROVÁ: Growth and Convergence in the CR 466

Autorská práva vykonává vydavatel (viz § 4 zák. č. 35/1965 Sb. ve znění změn a doplňků). Užití částí nebo celku publikovaných textů – vč. publikovaných zpracovaných znění judikátů – , rozmnožování a šíření jakýmkoli způsobem (zejména mechanickým nebo elektronickým) bez výslovného svolení vydavatele je zakázáno.

Ediční kruh: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Ing. Věra Kameníčková, CSc., Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Karel Půlpán, CSc., Ing. Ondřej Schneider, MPhil., Ing. Miroslav Singer, PhD., Mgr. Kateřina Šmídková, Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc. (předseda), Doc. Ing. Miloslav Vošvrda, CSc.

Redakční rada: Doc. Ing. Aleš Bulíř, MSc., CSc., Ing. Petr Dvořák, Gabriel Eichler, Ing. Michaela Erbenová, PhD., Ing. Milena Horčicová, CSc., Ing. Miroslav Hrnčíř, DrSc., Prof. Ing. Kamil Janáček, CSc., Ing. Tomáš Ježek, CSc., Ing. Jiří Jonáš, Ing. Jan Klacek, CSc., Ing. Pavel Kysilka, CSc., Ing. Ivan Kočárník, CSc. (předseda), Ing. Jiří Kunert, Prof. Ing. Michal Mejstřík, CSc., Ing. Jan Mládek, CSc., Prof. Ing. Lubomír Mlčoch, CSc., Ing. Jiří Pospíšil, Doc. Ing. Zbyněk Revenda, CSc., Ing. Pavel Štěpánek, CSc., Doc. Ing. František Turnovec, CSc., Doc. Ing. Zdeněk Tůma, CSc., Prof. Dr. František Vencovský, Prof. Ing. Karol Vlachynský, CSc.

Růst a konvergence v ČR

Štěpána LAZAROVÁ*

1. Úvod

V posledních letech, kdy končí proces transformace v zemích bývalého komunistického bloku a pro nejvyspělejší z nich se stává reálnou perspektiva přijetí do Evropské unie, se otázka ekonomického růstu dostává do popředí diskuzí politiků i ekonomů. Ve střední a východní Evropě dosáhl růst výroby v přepočtu na jednoho obyvatele vrcholu ke konci sedmdesátých let. V letech osmdesátých však převažovala stagnace. Růstový potenciál akumulovaný předchozími generacemi se vyčerpal a prodlužování fáze extenzivního růstu nebylo dále možné.

Po rozpadu centralizovaných režimů nastala hluboká recese. Prudký pokles průmyslové výroby byl důsledkem jednak rozpuštění RVHP, jednak transformačních problémů. V průběhu transformace však byly vytvořeny struktury tržního hospodářství, zrušeny překážky zahraničního obchodu a činitelé na ekonomických trzích dostali přirozené podněty k činnosti.

Ve většině transformujících se ekonomik je dnes již recese překonána, bylo dosaženo intenzivního růstu a produkt na obyvatele se rychle zvyšuje. Ekonomický růst se stal politickou otázkou. Za jak dlouho dosáhnou tyto ekonomiky životní úrovně států Evropské unie? Kdy budou do Evropské unie přijaty první státy? Odtud vyvstávají další otázky: Může vláda svou politikou urychlit proces konvergence? Jestliže ano, jaké nástroje má k dispozici? Jaké jsou hlavní determinanty ekonomického růstu?

Tento článek si klade za cíl určit, zda výstup v České republice konverguje k výstupu vyspělých zemí a zda tedy můžeme očekávat přiblížení naší životní úrovně západním standardům. Stupeň konvergence je také jedním z měřítek připravenosti země integrovat se do ekonomického společenství; případný pozitivní nález bude tedy svědčit ve prospěch snahy o přijetí České republiky do EU. Pro porovnání budeme zkoumat také konvergenci České republiky s ostatními tranzitivními ekonomikami. Abychom viděli vliv transformace na proces konvergence, budeme zkoumat dvě období, jednak 1970–1989, jednak 1970–1996, a porovnáme výsledky. Míru konvergence odhadneme pomocí dvou ekonometrických metod, rozšířeného Dickyho-Fullerova testu a Kálmánova filtru.

* Ing. Štěpána Lazarová – LBS Londýn; IES FSV UK Praha

Text tohoto článku je součástí širšího výzkumu prováděného autorkou společně s prof. Saulem Estrinem a dr. Giovannim Urgou z LBS v Londýně. Těmto kolegům by také autorka ráda poděkovala za umožnění přístupu k databázi 26 transformujících se ekonomik. Výzkum je realizován za finančního přispění Phare ACE Programme 1996 a LBS Research Funds.

2. Konvergence

Ačkoli pojem konvergence je intuitivně zřejmý, přesná definice je obtížná. V ekonomické literatuře nacházíme různé míry konvergence. Zdá se, že pro každou situaci je vhodná jiná definice, zatímco některé definice konvergence se v průběhu mnoha let diskuzí ukázaly být nevhodnými.

Všechny testy konvergence vycházejí ze základního Solowova modelu [1956] nebo z jedné z jeho nespočetných variant. V těchto modelech konverguje výstup každé země do rovnovážného stavu daného ekonomickými podmínkami. Kterékoli dvě země tedy vždy konvergují v tom smyslu, že v dlouhém období se jejich výstupy nacházejí na rovnoběžných drahách. Tyto dráhy mohou splývat v případě, že země se shodují v ekonomických ukazatelích určujících rovnovážný stav v Solowově modelu, jako je například míra úspor. To obecně neplatí ve skupině modelů endogenního růstu, kde pro ekonomický růst dané země nemusí existovat žádná stabilní rovnováha. Proto jsou testy konvergence chápány v hlubším smyslu i jako testy platnosti neoklasického versus nového přístupu k otázce ekonomického růstu: zamítnutí přítomnosti konvergence je jedním z argumentů ve prospěch nové růstové teorie.

2.1 σ -konvergence a β -konvergence

Jedním z možných přístupů ke konvergenci je zkoumání chování průřezových úrovní výstupu. Ve své průřezové analýze definují a používají Barro a Sala-i-Martin [1991, 1992] dva koncepty konvergence, σ -konvergenci a β -konvergenci. O σ -konvergenci mluvíme tehdy, když rozptyl průřezových úrovní v průběhu času klesá. Tento rozptyl se obvykle měří výběrovou standardní odchylkou. Jestliže definujeme

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (Y_{jt} - \bar{Y}_t)^2}$$

kde $\bar{Y}_t$ je výběrový průměr a N je velikost vzorku, pak data Y vykazují σ -konvergenci, jestliže $\sigma_t \leq \sigma_{t-1}$ pro všechna t .

Definice σ -konvergence má několik nedostatků. Některé řady jsou k dispozici pouze jako indexy, což znamená, že v libovolně zvolené základní časové periodě bude disperze vždy nulová. Míra σ -konvergence nám také neposkytuje informaci o dynamice distribuce důchodů. Těmto časovému vývoji disperze mohou odpovídat různé intradistribuční dynamiky [Quah 1996]. σ -konvergence je teoreticky zajímavá jen tehdy, když věříme, že země se přibližují společnému rovnovážnému stavu se stejnou rychlostí konvergence.

β -konvergence se objevuje tehdy, když v průřezové regresi průměrných ročních měr růstu na počáteční úrovně výstupu je koeficient počáteční úrovně záporný – „chudé oblasti rostou rychleji“. Jestliže koeficient pro počáteční úroveň je záporný v regresi s jednou proměnnou:

$$\log Y_{i,T} - \log Y_{i,0} = \alpha + \beta \log Y_{i,0} + u_i$$

říkáme, že data vykazují absolutní konvergenci. K podmíněné β -konvergenci dochází, když jsou v regresi zahrnuty další vhodné vysvětlující proměnné a koeficient β je záporný:

$$\log Y_{i,T} - \log Y_{i,0} = \alpha + \beta \log Y_{i,0} + \gamma'X + u_i$$

Parametr β v regresi:

$$\frac{1}{T} \log \frac{Y_{i,T}}{Y_{i,0}} = \alpha - \left(\frac{1 - e^{\beta T}}{T} \right) \log Y_{i,0} + \gamma'X + u_i$$

nazýváme rychlostí konvergence.

Tradiční přístup k testování toho, zda ekonomiky konvergují, tj. průřezová analýza vztahu mezi růstem výstupu na hlavu během daného období a úrovní tohoto výstupu na počátku období, se stal terčem kritiky mnoha autorů. Jak si všimli někteří autoři (Friedman [1992], Quah [1993]), β -konvergence je jen nutnou, ale nikoli postačující podmínkou σ -konvergence. To znamená, že z nálezu určité míry β -konvergence nevyplyvá, že chudé země dohánějí bohaté země touto měrou. Jinými slovy, lze nalézt skupinu zemí, které divergují a přitom vykazují zápornou korelaci popsanou Baumolem [1986], pokud mezní produkt kapitálu klesá ([Bernard – Durlauf 1995]).

Evans a Karras [1996] dokazují, že konvenční průřezový přístup je platný pouze při splnění vysoce nepravděpodobných předpokladů, totiž že ekonomiky musejí mít totožnou autoregresivní dynamickou strukturu prvního řádu a všechny permanentní rozdíly mezi nimi musejí být plně vysvětleny zahrnutými vysvětlujícími veličinami.

Bernard a Durlauf [1996] ukazují, že průřezové testy nemohou identifikovat seskupení zemí, které k sobě konvergují, a že tento typ testů se nehodí pro případ, kdy konvergují jen některé země. Pokud pracujeme s nulovou hypotézou, že žádné země spolu nekonvergují, a s alternativní hypotézou, že všechny země konvergují, vynecháváme celou řadu smíšených případů [Bernard – Durlauf 1995]. Navíc ekonometrický může chybně dospět k závěru, že všechny země ve skupině konvergují, když ve skutečnosti ekonomiky konvergují k různým ustáleným stavům.

Canova a Marcet [1995] poukazují na to, že agregování měr růstu za celé období nevyužívá plně informaci obsaženou v datech, protože ignoruje časový vývoj specifický pro danou ekonomickou jednotku.

2.2 Časové řady

Další možností je zkoumat variaci dat v čase. Existuje několik možných definic konvergence pro časové řady:

Bodová konvergence – Dvě řady X_t a Y_t konvergují bodově, pokud:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (X_t - Y_t) = \alpha$$

pro nějakou konstantu α .

Konvergence v pravděpodobnosti – Dvě řady X_t a Y_t konvergují v pravděpodobnosti, pokud:

$$p \lim_{t \rightarrow \infty} (X_t - Y_t) = \alpha$$

Konvergence v očekávání – Dvě řady X_t a Y_t konvergují v očekávání, pokud:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(X_t - Y_t) = \alpha$$

Jestliže například $(X_t - Y_t)$ je stacionární proces s očekávanou hodnotou α , pak X_t a Y_t konvergují v očekávání. Jestliže $\alpha = 0$, říkáme, že konvergence je absolutní.

Společné trendy – Řady X_t a Y_t obsahují společné trendy, pokud:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(X_t - \theta Y_t) = \alpha \quad \theta \neq 0, \theta \neq 1$$

Rozšíření: n proměnných může mít až $n - 1$ společných trendů.

První dvě definice jsou příliš úzké, žádné dvě ekonomické veličiny nebudou nejspíš konvergovat bodově ani v pravděpodobnosti. Proto se dává přednost konvergenci v očekávání. Proměnné X_t a Y_t mají společný trend tehdy, když jsou kointegrované. Pokud je jejich kointegrační vektor $[1, -1]$, pak tyto proměnné konvergují v očekávání.

Kointegrační analýza se objevuje například v práci [Bernard – Durlauf 1995, 1996]. Hlavní výhodou časových řad je, že můžeme testovat konvergenci pro jednotlivé dvojice zemí, a tak získat jasnější přehled o „konvergenčních klubech“. Nedostatkem je však skutečnost, že zatímco konvergence je určena limitním chováním řad, kointegrace je vlastnost celé časové řady [Hall – Robertson – Wickens 1993]. Jestliže máme data pro ekonomiky, které jsou daleko od svého rovnovážného stavu, pak můžeme chybně přijmout hypotézu, že země nekonvergují [Bernard – Durlauf 1996]. Proto se zdá, že technika časových řad je výhodnější spíše pro data charakterizovaná dynamikou rovnovážného stavu, kdy vlastně testujeme vlastnost, kterou Estrin a Urga [1997] nazývají dosažená konvergence. Proto bychom měli pro vyhodnocování konvergence v transformujících se zemích použít jinou metodu.

2.3 Panelová data

Myšlenka zužitkování variancí dat v čase i mezi zeměmi vedla některé autory k použití metod panelových dat. Canova a Marcet [1995] odhadují dynamické regrese zvlášť pro každou zemi. Ke konstrukci aposteriorních odhadů využívají bayesovského apriorního odhadu parametrů spolu s informací obsaženou ve vzorku dat.

Lee, Pesaran a Smith [1997] vyvinuli empirickou verzi stochastického Solowova modelu. Odhadují ARMA(2,1)-modely pro výstup, přičemž připouštějí různé míry růstu a rychlosti přizpůsobení se rovnovážnému stavu pro každou zemi.

Evans a Karras [1996] odhadují AR-procesy pro odchylku výstupu od světového výstupu s fixními efekty pro jednotlivé země a s homogenním koeficientem sklonu. V dalším článku, [Evans – Karras 1997], využívají Solowův růstový model jako základ pro analýzu fundamentálních proměnných. Odhadují autoregresní procesy pro technologii, míru úspor a úrokovou míru a do modelů zahrnují fixní efekty společné pro všechny ekonomiky i efekty specifické pro jednotlivé ekonomiky.

Islam [1995] používá tři různé estimátory pro panelová data: společnou (pooled) regresi na bázi dat s frekvencí pěti let, estimátor minimální vzdálenosti (minimum distance estimator), jenž nevylučuje individuální efekty diferencováním rovnice, a metodu nejmenších čtverců se zástupnými proměnnými.

2.4 Vícenásobné rovnovážné stavy

Někteří autoři se snaží popsat konvergenci v přítomnosti vícenásobných rovnovážných stavů neboli „konvergenčních klubů“.

Vícenásobné režimy – Durlauf a Johnson [1995] předpokládají, že pro různé skupiny zemí existují různé pohybové zákony. Pokoušejí se o roztrídění ekonomik do skupin podle počátečních podmínek pomocí metody analýzy regresních stromů (regression tree).

Měnící se distribuce (Evolving distributions) – Quah [1996] naopak nachází jediný pohybový zákon, zato však pro celou distribuci důchodů. Quah rozdělí na počátku zkoumaného období státy do několika skupin podle výše příjmů a sleduje, jak se mění složení skupin během času. Jestliže mají státy tendenci sejít se na konci sledovaného období v jedné skupině, pak konstatujeme, že státy konvergují. Jestliže se však státy seskupují ve dvou nebo více kategoriích příjmů, pak namísto konvergence hovoříme o stratifikaci nebo polarizaci a uvedené skupiny nazýváme konvergenčními kluby.

2.5 Metoda parametrů měnících se v čase

Dosud uvedené míry konvergence kladou důraz na různé aspekty konvergence. Definice, která umožňuje dynamické strukturální změny a směřuje tak k zahrnutí různých pojmů konvergence v jednu definici, je metoda proměnných parametrů, využitá například ve člancích [Hall – Robertson – Wickens 1992, 1993], [Estrin – Urga 1997] a [Estrin – Lazarová – Urga 1997].

Uvažujme formulaci konvergenčního procesu pro řady X_t a Y_t ve stavovém prostoru. Nechť rovnice měření je:

$$X_t - Y_t = \alpha_t + \epsilon_t$$

kde předpokládáme, že chyby měření ϵ_t jsou nezávislé, normálně rozložené, s konstantní variancí:

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + u_t$$

Pohybová rovnice

$$\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

je náhodnou procházkou, kde chyby jsou opět rozloženy nezávisle a normálně:

$$u_t \sim N(0, \Omega_t)$$

kde se však variance Ω_t může měnit. Zajímá nás případ, kdy variance klesá v čase. Jestliže:

$$\Omega_t = \phi \Omega_{t-1} \quad \Omega_0 \text{ dáno}$$

potom konvergence v očekávání nastane, když $\phi < 1$, protože potom se časově proměnný proces vyvine v deterministickou konstantu a X_t a Y_t se liší jen o stacionární proces. Na rozdíl od dosažené konvergence nazývají Estrin a Urga [1997] takovou konvergenci konvergenci probíhající.

Můžeme také posoudit, zda řada X_t konverguje k řadě Y_t , nebo k jedné z několika řad $Z_1, \dots, Z_n$. Pak můžeme formulovat model ve stavovém prostoru takto:

$$\begin{aligned}
X_t - Y_t &= \alpha_t + \sum \beta_{it}(Z_{it} - Y_t) + \epsilon_t \\
\alpha_t &= \alpha_{t-1} + u_t \\
\beta_{it} &= \beta_{it-1} + u_{it} \quad i = 2, \dots, n \\
\epsilon_t &\sim N(0, \sigma^2) \\
u_{1t} &\sim N(0, \Omega_{1t}) \\
u_{it} &\sim N(0, \Omega_{it}) \\
\Omega_{1t} &= \phi_1 \Omega_{1t-1} \\
\Omega_{it} &= \phi_i \Omega_{it-1} \quad \Omega_{10}, \Omega_{i0} \text{ dáno, } i = 2, \dots, n
\end{aligned}$$

Konvergence X_t k Y_t nyní nastává tehdy, když všechna ϕ_1, ϕ_i jsou menší než jedna a $\beta_{it} \rightarrow 0$ pro všechna $i = 2, \dots, n$. Jestliže $\beta_{it} \rightarrow 1$ pro některé j a $\beta_{it} \rightarrow 0$ pro všechna $i \neq j$, pak máme konvergenci X_t k Z_{jt} . Jestliže některé β_{it} konvergují k nenulové konstantě nebo jestliže ϕ_1 nebo kterékoli ϕ_i se rovná jedné, pak konvergence nenastává.

Metoda proměnných koeficientů je výpočetně náročnější než metody s konstatními parametry, má však také větší vypovídající schopnost. Při snaze aplikovat standardní ekonomické modely na země v období transformace narážíme mimo jiné na skutečnost, že struktura a parametry v těchto ekonomikách se rychle mění, takže získané hodnoty nemají téměř žádnou důvěryhodnou interpretaci. V této situaci se obvykle snažíme standardní modely upravit nebo sestavit modely nové. Metoda parametrů vyvíjejících se v čase nabízí jinou cestu: využít standardní modely a sledovat vývoj parametrů v čase. Tato metoda je proto zvláště vhodná pro práci s tranzitivními ekonomikami.

3. Empirické výsledky

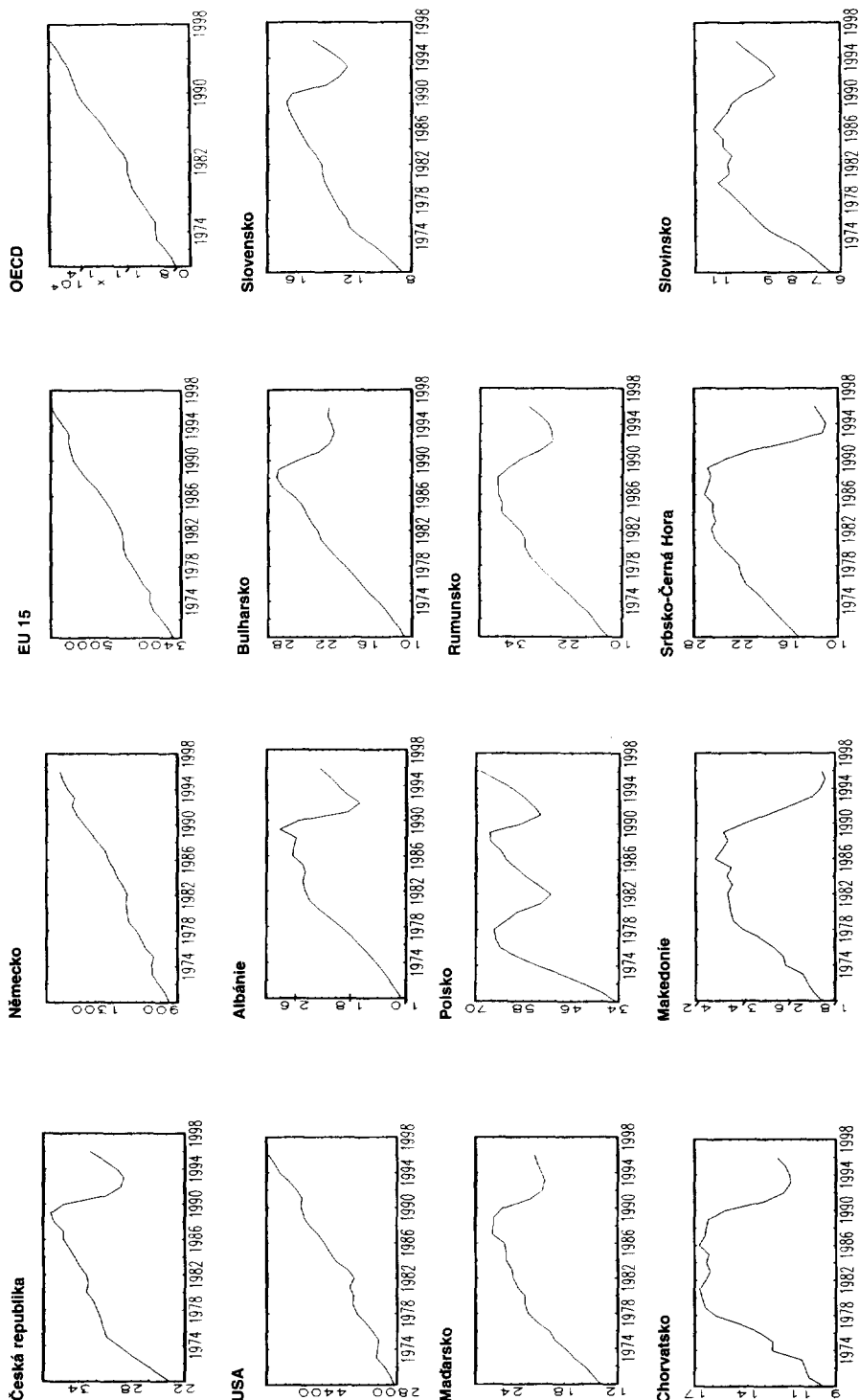
3.1 Data

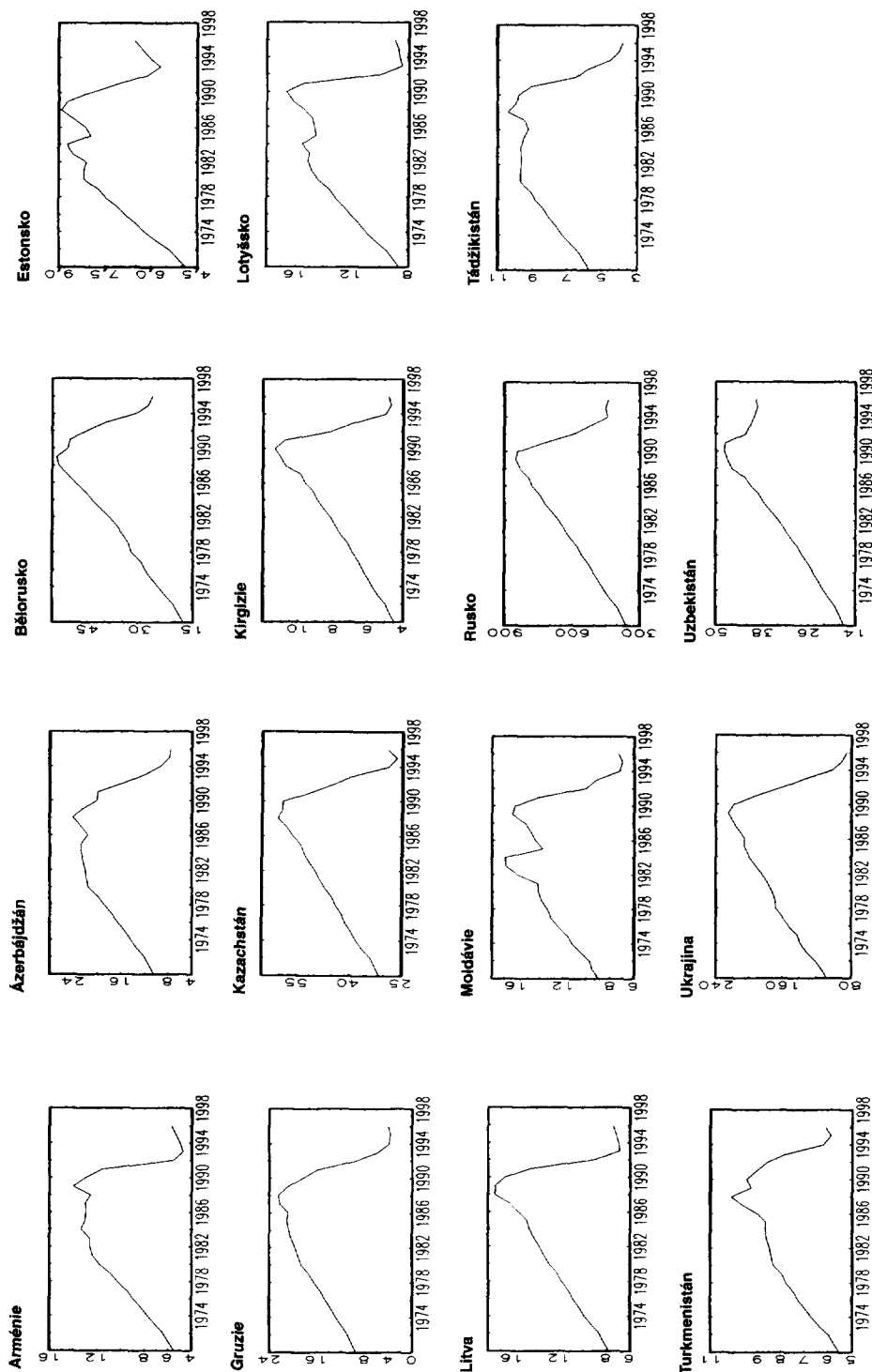
Při sběru dat pro tranzitivní ekonomiky se setkáváme s mnoha problémy. Mezinárodní organizace zřídka kdy uvádějí údaje z doby před osmdesátými léty. Národní zdroje užívají různých účetních systémů, takže je obtížné porovnat je navzájem a s rozvinutými zeměmi, navíc bývají tato data zkreslena z politických důvodů. Některé veličiny nebyly sledovány pro jednotlivé republiky Československa, Jugoslávie nebo SSSR, tudíž je třeba je zpětně zkonstruovat.

Jako agregátní míru produktu jsme zvolili HDP, protože používaným národním účetním systémům odpovídá lépe než HNP a protože je dobrou aproximací národního důchodu. HDP bylo deflováno k roku 1987 pomocí spotřebitelského cenového indexu a poté převedeno na americké dolary obchodní sazbou z roku 1987. Tak můžeme porovnat výstup v čase i mezi zeměmi. Rok 1987 byl vybrán proto, že nespadá do období vysoké inflace na začátku reformy, a také proto, že většina dat ve vzorku spadá ještě do doby před reformami. Měny v transformujících se ekonomikách nebyly konvertibilní a kurz nebyl určen tržně, existovalo dokonce několik oficiálně stanovených kurzů: obchodní, turistický nebo zvláštní kurzy pro jednotlivá odvětví průmyslu. Komerční sazba kurzu byla vybrána z toho důvodu, že v ní byl proveden největší objem transakcí, a také proto, že se považuje za nejbližší sazbu, kterou by určil trh.

Uvedenému postupu se dá vytknout mnoho nedostatků; lze například zpochybnit směšování důchodů v plánované ekonomice a v ekonomice tržní

Vývoj reálného hrubého domácího produktu na jednoho obyvatele v dolarech roku 1987 za l. 1970–96





nebo smysl jakéhokoli převádění národních měn v období 1970–1989 na dolary. Data takto zkonstruovaná proto považujeme jen za první hrubé přiblížení a při vyvozování závěrů musíme být nanejvýš opatrní.

3.2 Vývoj výstupu

Vývoj reálného hrubého domácího produktu na jednoho obyvatele v dolarech roku 1987 za léta 1970–1996 je znázorněn na zařazených *grafech*. Soubor zahrnuje 26 tranzitivních ekonomik: patnáct států bývalého SSSR, Českou a Slovenskou republiku, čtyři republiky bývalé Jugoslávie a další země střední a východní Evropy. Vývoj výstupu v těchto zemích můžeme porovnat s vývojem na Západě: v Německu, Spojených státech, zemích OECD a v patnácti státech EU.

Zatímco ve vývoji produktu západních zemí nedocházelo k žádným výraznějším výkyvům, země Východu spojuje jeden charakteristický rys – prudký propad výroby na začátku reformního období. Co se však týče dalších charakteristik, nacházíme mnoho variant vývoje. Některé země střední a východní Evropy rostly za komunismu poměrně rychle (Bulharsko a Rumunsko), některé pomaleji (Česká republika, Maďarsko, Makedonie), v Polsku byl výstup vysoce cyklický již v plánované ekonomice. V Makedonii a Srbsku-Černé Hoře poklesl výstup až pod úroveň v roce 1970. Po roce 1995 již produkt ve všech zemích střední a východní Evropy rostl.

Ve státech bývalého SSSR byla situace dramatictější. V mnoha zemích rostl před rokem 1990 výstup rychleji než ve střední Evropě, nejvýrazněji v Rusku, Bělorusku a Gruzii. Pokles výstupu byl však také výraznější, kromě Estonska, Ruska a Uzbekistánu poklesl výstup všech zemí pod úroveň roku 1970 a doposud jen asi v polovině zemí začal výstup opět růst.

První pohled na data tedy tomu, že by česká ekonomika konvergovala k Západu nebo k republikám bývalého SSSR, nenasvědčuje. V následujících dvou částech se pokusíme kvantifikovat tuto domněnku pomocí ekonometrických metod.

3.3 Test konvergence pomocí Dickeyho–Fullerova testu

Nechť y_t je definováno jako rozdíl:

$$y_t = \ln GDP_{it} - \ln GDP_{jt}$$

kde $\ln GDP_{it}$ je logaritmus HDP na obyvatele v zemi i v čase t . Pak testování konvergence výstupu v očekávání je ekvivalentní testu stacionarity řady y_t , což znamená test kointegrace $CI(1, -1)$ neboli podmíněné konvergence. Tuto konvergenci můžeme považovat za konvergenci již dosaženou.

K testu stacionarity použijeme rozšířený Dickeyho-Fullerův test (Augmented Dickey-Fuller test, ADF). Regresi:

$$y_t - y_{t-1} = \text{const} + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{l=1}^L \alpha_l (y_{t-l} - y_{t-l-1}) + \epsilon_t$$

kde L je nejmenší počet zpožděných členů potřebných k tomu, aby chyba ϵ_t byla bílým šumem, odhadneme metodou nejmenších čtverců. Jestliže zamítneme nulovou hypotézu nestacionarity ($\rho = 1$), učiníme závěr, že y_t je

TABULKA 1 Kritické hodnoty pro ADF-statistiku ($T = 25$)

hladina významnosti	hodnota t
1 %	-3,75
5 %	-3,00
10 %	-2,62

pramen: [Cromwell et al. 1994]

stacionární proces. Kritické hodnoty pro test hypotézy nestacionarity jsou dány v *tabulce 1*.

Výsledky testu jsou uvedeny v *tabulce 2*. Vidíme, že se zeměmi Západu jsme konvergence nedosáhli. Vezmeme-li absolutní hodnotu t -statistiky jako míru konvergence, situace se poněkud zlepšila v období transformace, ale ani nyní jsme nedosáhli konvergence aspoň na desetiprocentní hladině významnosti.

Ze zemí střední a východní Evropy jsme před začátkem období dosáhli konvergence zejména s Bulharskem, Slovenskem, Polskem a Albánií. S jugoslávskými zeměmi jsme konvergence nedosáhli, ale zajímavý je fakt, že míra konvergence byla zhruba stejná pro všechny čtyři republiky. Z pohledu konvergence s Českou republikou byla tedy Jugoslávie jednotlým ekonomickým blokem. Se zeměmi SSSR jsme dosáhli konvergence s Litvou a Kirgizií, částečně také s Arménií. S Ruskem jako takovým byla však míra konvergence nejmenší. Na rozdíl od Jugoslávie se SSSR jevil jako skupina velmi heterogenních ekonomických jednotek.

Za dobu transformace se situace změnila. Nyní stále ještě naše ekonomika konverguje se slovenskou a také s polskou ekonomikou. Sblížil se také vývoj našeho výstupu s maďarským a rumunským, ačkoli konvergence dosaženo nebylo. Středoevropský region se však zřetelně homogenizoval. Co se týče Jugoslávie, podle očekávání je stupeň konvergence s nejrozvinutějším Slovinskem větší a s ostatními republikami menší.

Míra konvergence se zeměmi bývalého SSSR se ve většině případů změnila, vývoj v České republice a těchto státech se tedy ubírá jinou cestou. Pře-

TABULKA 2 Rozšířený Dickeyho-Fullerův test: hodnoty t -statistiky

	1970–1996	1970–1989		1970–1996	1970–1989
Německo	-1,317	-1,552	Arménie	-0,766	-2,904
EU 15	-1,146	-0,485	Ázerbájdžán	-0,662	-2,436
OECD	-0,939	0,380	Bělorusko	-1,834	-0,899
USA	-0,855	-0,508	Estonsko	-1,068	-1,452
Albánie	-2,097	-3,642	Gruzie	-2,086	-2,720
Bulharsko	-2,323	-5,376	Kazachstán	-2,956	0,056
Slovensko	-3,282	-4,526	Kirgizie	-1,910	-5,225
Maďarsko	-2,025	-1,833	Lotyšsko	-0,517	-1,442
Polsko	-3,061	-4,579	Litva	-1,442	-4,029
Rumunsko	-2,465	-1,671	Moldávie	0,433	-1,654
Chorvatsko	-0,586	-1,427	Rusko	-2,379	0,582
Makedonie	-0,152	-1,506	Tádžikistán	1,087	-1,468
Srbsko-			Turkmenistán	-2,795	-0,874
Černá Hora	-0,991	-1,636	Ukrajina	-2,054	-1,337
Slovinsko	-2,252	-1,914	Uzbekistán	-1,385	-1,573

TABULKA 3 Kritické hodnoty pro $t(\phi_{ML})$ -statistiku

hladina významnosti	hodnota t
0,5 %	-3,702
1 %	-3,479
5 %	-2,479
10 %	-1,970

pramen: [St Aubyn 1995]

kvapivě největší je dosažená konvergence s Kazachstánem a Turkmenistánem, naopak malá s poměrně vyvinutými pobaltskými zeměmi.

3.4 Testování konvergence pomocí Kálmánova filtru

Nyní budeme testovat probíhající konvergenci popsanou v prvním z modelů v oddíle 2.5. K odhadu vývoje parametrů modelu formulovaného ve stanoveném prostoru aplikujeme Kálmánův filtr, který poskytuje lineární estimator s nejmenším očekávaným čtvercem chyby (minimum mean square linear estimator). Podrobný popis Kálmánova filtru lze nalézt například v [Cuthbertson et al. 1992].

Abychom do modelu zahrnuli strukturální změny probíhající od roku 1990, rozšíříme poslední rovnici uvedeného modelu:

$$\Omega_t = \phi' \Omega_0 + \beta d_t, \quad \Omega_0 \text{ dáno}$$

kde d_t je strukturální binární proměnná, která je rovna jedné pro roky, kdy probíhala transformace, a rovna nule pro roky předchozí. Parametr rozpadu ϕ je odhadnut jako maximum věrohodnostní funkce obdržené pomocí Kálmánova filtru. Pro testování nulové hypotézy, že řady nekonvergují, $\phi_{ML} = 1$, proti alternativní hypotéze konvergence, $\phi_{ML} < 1$, použijeme kritické hodnoty pro t -statistiku uvedené v tabulce 3.

TABULKA 4 Test konvergence pomocí Kálmánova filtru – hodnoty $t(\phi_{ML})$ -statistiky

	1970–1996	1970–1989
Německo	-7,505	-7,634
EU 15	-4,953	-5,139
OECD	-2,733	-2,921
USA	-3,312	-3,672
Albánie	1,254	1,065
Bulharsko	-0,564	-1,551
Slovensko	-6,650	-6,527
Maďarsko	-0,270	1,901
Polsko	-1,826	-4,932
Rumunsko	-6,588	-4,380
Arménie	16,725	2,745
Chorvatsko	-8,472	-6,743
Makedonie	-1,034	-0,918
Srbsko-		
Černá Hora	2,176	2,183
Slovinsko	1,248	1,782

	1970–1996	1970–1989
Ázerbájdžán	15,162	2,013
Bělorusko	11,635	1,046
Estonsko	6,148	6,404
Gruzie	21,074	2,771
Kazachstán	3,823	1,029
Kirgizie	18,836	3,325
Lotyšsko	17,225	4,125
Litva	20,100	2,896
Moldávie	13,443	8,769
Rusko	13,081	-0,201
Tádžikistán	18,877	5,868
Turkmenistán	8,869	8,916
Ukrajina	17,071	-1,407
Uzbekistán	6,800	1,879

Výsledky testu konvergence pomocí Kálmánova filtru jsou uvedeny v *tabulce 4*. Na rozdíl od konvergence dosažené je konvergence probíhající se státy Západu pro všechny testované země významná na pětiprocentní úrovni nebo vyšší. Překvapivé ovšem je, že konvergence probíhala již před rozpadem komunistického bloku, jak můžeme vidět z výsledků pro roky 1970–1989. V zemích střední Evropy probíhá konvergence se Slovenskem a Rumunskem, v době plánovaného hospodářství probíhala i s Polskem. Tyto výsledky se tedy poněkud liší od závěrů učiněných v předchozím testu.

Liší se i výsledky pro státy bývalé Jugoslávie: konvergence probíhá pouze s Chorvatskem, zato na velmi vysoké úrovni významnosti. S ostatními zeměmi česká ekonomika nekonzervuje. Rozpad sovětského bloku neměl na konvergenci výrazný vliv.

Výsledky testu pomocí Kálmánova filtru jsou zcela jednoznačné pro státy bývalého SSSR. Před rokem 1990 neprobíhala žádná konvergence České republiky se státy SSSR a tato divergence se dokonce velmi zvýraznila za posledních sedm let.

4. Závěry

V tomto článku jsme testovali konvergenci české ekonomiky s ekonomikami západní Evropy a s 25 transformujícími se zeměmi za použití dvou ekonometrických technik. Dospěli jsme k některým závěrům, které vzhledem k nízké kvalitě a spolehlivosti dat musíme chápat jen jako první pokus o postižení reality. Zjistili jsme, že se západními ekonomikami konvergence ještě dosaženo nebylo, ale že data vykazují známky konvergence probíhající. Tento závěr je povzbudivý a dává naději, že navrhované datum přijetí České republiky do Evropské unie není nereálné. K přesnějšímu posouzení rychlosti konvergence by bylo třeba bližšího vyšetření časových řad pro ekonomický růst a jeho determinanty.

Je třeba si také uvědomit, že jsme testovali konvergenci podmíněnou, kdy každá země dosahuje svého rovnovážného stavu určeného počátečními podmínkami. Jestliže se ekonomické charakteristiky dvou zemí velmi liší, budou se lišit také jejich rovnovážné stavy a tyto dvě země ve skutečnosti nikdy nedosáhnou téže úrovně výstupu. Dosažení stejného produktu by nastalo v případě absolutní konvergence, kterou také můžeme testovat, ale pochopitelně bychom museli očekávat převážně negativní nálezy.

Pro konvergenci České republiky s transformujícími se ekonomikami nejsou výsledky zcela jednoznačné. Obecně můžeme usoudit zhruba toto: se státy bývalého SSSR česká ekonomika diverguje, stejně jako s Makedonií, Srbskem-Černou Horou a Albánií. Chorvatsko a Slovinsko jsou nejednoznačné případy, data vykazují určité známky konvergence. S ostatními evropskými zeměmi tvoří Česká republika ekonomicky poměrně homogenní region.

Tento článek uvádí pouze jednoduchou předběžnou analýzu konvergence. Nabízí se mnohá rozšíření dosavadního výzkumu, jako zkoumat konvergenci nejenom výstupu, nýbrž také jeho determinant, použití dalších metod testování konvergence nebo posouzení rychlosti konvergence. Velká rezerva zůstává i v oblasti dat. Autorka přivítá jakékoli připomínky, které by pomohly stanovit optimální způsob získávání nebo úpravy dat pro ekonomický růst v období centrálního plánování.

- BARRO, R. J. – SALA-I-MARTIN: Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, April 1991, s. 107–182.
- BAUMOL, W. J.: Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. *American Economic Review*, 76, 1986, s. 1072–1085.
- BERNARD, A. B. – DURLAUF, S. N.: Convergence in international output. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 1995, s. 97–108.
- BERNARD, A. B. – DURLAUF, S. N.: Interpreting tests of convergence hypothesis. *Journal of Econometrics*, 71, 1996, s. 161–173.
- BERNARD, A. B. – JONES, Ch. I.: Productivity across industries and countries: Time series theory and evidence. *Review of Econometrics and Statistics*, 78, 1996, s. 135–146.
- CANOVA, F. – MARCET, A.: The poor stay poor: Non-convergence across countries and regions. Discussion paper no. 1265 (CEPR, London), November 1995.
- CROMWELL, J. – LABYS, W. – TERRAZA, M.: Univariate tests for time series models. Sage University, no. 07–099, 1994.
- CUTHBERTSON, K. – HALL, S. G. – TAYLOR, M. P.: *Applied econometric techniques*. Hemel Hempstead Philip Allan 1992.
- DURLAUF, S. – JOHNSON, P. A.: Multiple regimes and cross-country growth behaviour. *Journal of Applied Econometrics*, 10, 1995, s. 365–384.
- DURLAUF, S. – QUAH, D.: The new empirics of economic growth. Discussion Paper no. 384, Centre for Economic Performance, London School of Economic and Political Sciences, March 1998.
- EBRD Transition reports, 1995–1997.
- ESTRIN, S. – URGÁ, G.: Convergence in output in transition economies. Discussion paper no. DP 09–97, Centre for Economic Forecasting, London Business School, London, March 1997.
- ESTRIN, S. – LAZAROVÁ, Š. – URGÁ, G.: Convergence in transition economies: Focus on investment. Mimeo. Centre for Economic Forecasting, London Business School, London 1997.
- EVANS, P. – KARRAS, G.: Convergence revisited. *Journal of Monetary Economics*, 37, 1991, s. 249–265.
- EVANS, P. – KARRAS, G.: Do economies converge? Evidence from a panel of U.S. states, *Review of Economics and Statistics*, 79, 1997, s. 384–388.
- HALL, S. – ROBERTSON, D. – WICKENS, M.: Measuring convergence of the EC economies. Discussion paper no. DP 1–92, Centre for Economic Forecasting, London Business School, London, January 1992.
- HALL, S. – ROBERTSON, D. – WICKENS, M.: How to measure convergence with an application to the EC economies. Discussion paper no. DP 19–93, Centre for Economic Forecasting, London Business School London, June 1993.
- ISLAM, N.: Growth empirics: A panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995, s. 1127–1170.
- KASA, K.: Common stochastic trends in international stock markets. *Journal of Monetary Economics*, 29, 1992, s. 95–124.
- LEE, K. – PESARAN, M. H. – SMITH, R.: Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model. *Journal of Applied Econometrics*, 12, 1997, s. 357–392.
- MANKIW, N. G. – ROMER, D. – WEIL, D. N.: A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1992, s. 407–438.
- QUAH, D.: Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 94(4), 1993, s. 427–443.
- QUAH, D.: Empirics for economic growth and convergence. *European Economic Review*, 40, 1996, s. 1353–1375.
- RICHARDS, A. J.: Comovements in national stock market returns: Evidence of predictability, but not cointegration. *Journal of Monetary Economics*, 36, 1995, s. 631–654.
- SOLOW, R. M.: A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1956, s. 65–94.
- SALA-I-MARTIN, X.: Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence. *European Economic Review*, 40, 1996, s. 1325–1352.

SALA-I-MARTIN, X.: Cross-sectional regressions and the empirics of economic growth. *European Economic Review*, 40, 1994, s. 739–747.

St. AUBYN, M.: Evaluating tests for convergence of economics series using Monte-Carlo methods with an application to real GDP's per head. Ph. D. Thesis, London Business School, London 1995.

SUMMARY

Growth and Convergence in the CR

Štěpána LAZAROVÁ – LBS London; Institute of Economics, Faculty of Social Sciences, Charles University, Prague

The paper analyses the Czech Republic's economic growth and convergence in output to that of other transition countries and some Western countries between 1970–1989 and 1970–1996. The author first surveys the techniques recently employed in testing for convergence, then use two of the techniques recently employed in testing for convergence, then use two of the techniques, augmented Dickey–Fuller and the Kalman filter procedure, to test for achieved and ongoing convergence. With regard to the transition countries, there is a divergence between the Czech economy and that of the former Soviet Union; with regard to Western countries, the evidence is mixed. Attention is drawn to the low reliability of the data.