

EMPIRICKÁ ANALÝZA PRŮBĚHU CENOVÉ KONVERGENCE ČR A NOVÝCH ČLENSKÝCH ZEMÍ EU K EUROZÓNĚ

Václav Žďárek, Centrum ekonomických studií VŠEM Praha; VŠE v Praze*

1. Úvod

Rozšíření Evropské unie o nové členské země (NMS)¹ představovalo dosažení dalšího stupně integračního procesu. Logickým krokem, který následuje, je skutečnost, že se česká ekonomika spolu s dalšími NMS připravuje na přijetí jednotné evropské měny. V tomto případě však existují maastrichtská konvergenční kritéria zaměřená na vybrané ukazatele charakterizující proces nominální konvergence ekonomiky a další podmínky. Jako problémová se ukazují kritéria nominální konvergence v některých oblastech (zejména ta vztahující se k fiskální politice, vývoji měnového kurzu a míře inflace). Důležitou roli v případě posledně uvedeného kritéria hraje sladěnost domácí cenové a ekonomické úrovně, které determinují i další konvergenční kritéria a ekonomické prostředí.

Reálná a nominální konvergence je ovlivněna nejen řadou faktorů, které jsou spojené jak s domácí ekonomikou (viz Holub a Čihák, 2005; ěgert, 2007), tak s externími vlivy jako je již uvedený vstup země do Evropské unie (do eurozóny), ale též procesy outsourcingu a realokace produkce v rámci Evropské unie (viz Alho et al., 2008). Změny cenových relací a cenových úrovní jsou významným ekonomickým jevem, který je dlouhodobě pozorován např. v konvergujících zemích Evropské unie (Faber a Stockman, 2007; Dregel et al., 2007), a to především pro tzv. obchodovatelné statky. Statky, které jsou ovlivněny národním zdaněním a regulací, bariérami omezujícími jejich směnu (neobchodovatelné statky), je situace podstatně komplikovanější. Na straně druhé existují studie, které nepotvrzují hypotézu konvergence cen, a to ani pro (vybrané) statky obchodovatelné (např. Lutz, 2004), resp. konvergenci inflačních měr (viz Buseti et al., 2006). V řadě případů však jde o studie založené na údajích z počátečních let fungování vnitřního (jednotného) trhu EU, resp. měnové unie a mohou tedy být ovlivněny skutečnostmi z tohoto faktu plynoucími (např. přizpůsobování se externím šokům v prostředí jednotné měnové politiky). I publikace

* Autor děkuje Romanu Horvátovi a Luboši Komárkovi za komentáře k první verzi tohoto textu a Luboši Markovi, Martinu Cíchovi a anonymnímu recenzentovi, jejichž poznámky a doporučení vedly ke zlepšení kvality tohoto textu. Veškeré chyby a opomenutí jsou mé vlastní.

1 V dalším textu budeme pro odlišení oproti starým členským zemím EU pro skupiny nových členských zemí EU používat zkratku NMS, kde číslovka udává počet zemí; do NMS5 patří země Visegrádské skupiny a Slovinsko, NMS8 zahrnuje navíc pobaltské státy; NMS10 navíc zahrnuje Kypr a Maltu a do NMS12 patří všechny nové členské země včetně Bulharska a Rumunska.

Evropské unie (např. EC, 2006) obsahuje výčet problémů a naznačuje prostor pro pokračování cenové konvergence.

Existence podstatných odchylek v cenových úrovních ovlivněných např. výraznými odlišnostmi v ekonomických úrovních jednotlivých zemí a případné kurzové fluktuační, mohou vést k odlišným mírám inflace, které by mohly omezit manévrovací prostor Evropské centrální banky. Na straně druhé pokračující proces evropské integrace by mohl posílit proces odbourávání cenových rozdílů (např. snížení rizik, zvýšení konkurence např. odstranění bariér pro nákupy statků dlouhodobé spotřeby), což by se následně mělo odrazit i v empirických údajích o cenových úrovních. Existuje však i hypotéza uvedená v textu Baldwina (2006) vysvětlující nárůst vnitřního obchodu EU (vnitroblokového obchodu), který může působit proti cenové konvergenci a naopak přispívat k vyšší diverzitě individuálních cenových úrovní.²

Text článku je strukturován takto: v druhé části shrnuje poznatky literatury zaměřené na nominální konvergenci v NMS. Dále se text věnuje dvěma teoretickým konceptům měření cenové konvergence (zejména tzv. konceptu beta a sigma konvergence) a dalším navazujícím ukazatelům, které lze v analýze využít. Třetí část za pomoci různých metod empiricky ověřuje platnost hypotéz beta a sigma konvergence pro nové členské státy EU na makroekonomických datech (údaje o srovnatelné cenové úrovni pro HDP dostupné z databáze Eurostatu) za léta 1995–2008. Závěr sumarizuje hlavní výsledky empirické analýzy a zmiňuje otevřené otázky související s aktuální situací a možnými vlivy na proces konvergence.

2. Cenová konvergence

2.1 Přehled studií věnujících se cenové konvergenci

Pokud se omezíme na studie využívající údaje za NMS, tak studie Dregera et al. (2007) zkoumala dopady rozšíření EU a její vliv na cenovou konvergenci.³ Využity byly údaje o CPL za období 1999–2004 (2005).⁴ Mezi hlavní závěry studie patří, že hlavními faktory byla konkurence a proces dohánění, přičemž dopady byly odlišné podle typu komodity a pro staré a nové členské země. Odhady se rovněž lišily v období před a po rozšíření. Hypotéza sigma i beta konvergence cenových úrovní však byla empiricky ověřena a potvrzena. Studie Allingtona et al. (2005) analyzovala dopady zavedení společné měny na cenovou konvergenci (měřenou změnami CPL) pro země EU-15 za období let 1995–2002. Na základě údajů autoři identifikovali změnu procesu konvergence, která nastala v souvislosti se zavedením eura v zemích eurozóny.

2 Pokud by platila hypotéza existence výrazné cenové přírážky – pro situaci, že růst obchodu je tažen především zvyšováním variability statků – existoval by méně výrazný tlak na vyrovnávání cen, a to i v případě měnové unie

3 Přehled prvotních studií věnovaných této problematice viz Funke a Koske (2008); Žďárek (2010).

4 Srovnatelná (relativní) cenová hladina, Comparative price level (CPL), je poměrem parity kupní síly (PPP) a tržního (spotového) měnového kurzu pro danou ekonomiku; definice viz další text.

Wolszczaková-Derlaczová (2006, 2008) se zaměřila na analýzu makroekonomických údajů (CPL) a následně využila údaje, které jsou k dispozici v databázi EIU *CityData* pro země EU15 v období let 1990–2005. V obou případech byla potvrzena hypotéza beta a sigma konvergence. Výsledky se však výrazně lišily podle použité metody (aplikovány byly jak standardní – typu OLS, tak dynamické typu GMM). Vypočtený odhad rychlosti konvergence činil 13,3 procenta ročně a poločas konvergence byl odhadnut na 5,2 let pro CPL data. V případě desagregovaných údajů byla rychlost téměř 29 procent ročně a poločas 2,4 let. V dílčí analýze bylo zjištěno, že hodnoty jsou odlišné pro obchodovatelné komodity (rychlost 35,3 procent a poločas 2 roky), pro neobchodovatelné komodity byly nalezené hodnoty nižší (16,1 procent a 4,3 let).

Studie Funkeové a Koskeové (2008) pracovala s mikroekonomickými údaji (individuálními cenami) za 90 komodit obsažených ve spotřebním koši (HICP) na měsíčních údajích od ledna 1995 do března 2005 za země EU-15, NMS10 a celek EU-25. Počet komoditních skupin, který vykazují cenovou konvergenci v případě NMS10 byl nižší ve srovnání se zbytkem zemí EU, poločas redukce mezery byl vyšší (v případě mediánu cen zemí EU-25 1,4 let až 2,3 let, pro EU-15 v rozmezí 1,5 až 3,2 let, pro NMS10 mezi 1,0 až 1,8 let). Odhady rychlosti konvergence pro NMS10 byly relativně vysoké a mohly být ovlivněny kurzovými režimy měn těchto zemí, které byly v analyzovaném období převážně volně plovoucí (managed float).⁵

Fischer (2009) použil údaje pro obchodovatelnou komoditu (automatické pračky) pro 17 zemí EU (12 zemí eurozóny a dále ČR, Dánsko, Maďarsko, Polsko, SR a Velkou Británii) v letech 1995–2005. Konvergence byla testována pomocí panel unit root tests a hypotéza konvergence nebyla potvrzena, v případě standardního testu shody rozptylů (viz dále) konvergence byla potvrzena pro země eurozóny.

Schwarz (2009) analyzoval vývoj cenového rozptýlení (sigma konvergenci) s využitím EIU *CityData* v letech 1990–2009 s využitím směrodatné odchylky a absolutní čtvercové chyby. Využit byl koncept podnikatelské aktivity, který by měl odstranit existující rozdíly v cenách mezi jednotlivými městy, pokud jsou zohledněny ostatní faktory ovlivňující cenové rozdíly.⁶ Vedle tradičních proměnných (vliv hranice) využil i proměnné aproximující institucionální kvalitu (Worldwide Governance Indicators) v jednotlivých evropských zemích. Při začlenění kvality institucí do regresního vztahu společně se vzdáleností mezi jednotlivými městy a hustotou obyvatel v městech (proměnná použitá pro stupeň konkurenčního prostředí), byly všechny tři proměnné identifikovány jako významné. Daná proměnná tedy může sloužit jako další prvek pro vysvětlení rozdílů v předchozích studiích přisouzených existenci hranice.

Wolszczak-Derlacz a De Blander (2009) analyzovali rozptyl cen pro země EU-15 a pro tři vybrané nové členské země (jejich hlavní města – Budapešť, Prahu a Varšavu).

5 Standardní doba rychlosti konvergence určená v minulosti činila 3–5 let (viz Rogoff, 1996), studie z posledních let však nacházejí podstatně vyšší rychlosti a tedy kratší dobu potřebnou pro odbourání cenového rozdílu (viz Wolszczak-Derlacz, 2006).

6 Důležitá tedy může být role institucí (resp. institucionální kvalita) ovlivňující atraktivnost existujících cenových rozdílů, tj. podnětů k cenové konvergenci.

Využity byly jak agregované údaje (vypočtené za pomoci dvojího typu vah), tak mikroekonomické údaje, a to v období let 1995–2006. Sigma konvergence byla nalezena pro 31 individuálních produktů z celkového počtu 157 pro NMS. Rovněž byl analyzován dopad rozšíření EU z roku 2004 na cenovou konvergenci, konkrétní závěry však s ohledem na krátkou časovou periodu uvedeny nebyly. Autoři ale uvažovali o procesu rozšíření jako o graduálním procesu startujícím v polovině 90. let minulého století, a pro tuto hypotézu potvrdili průběh cenové konvergence.

2.2 Cenová konvergence – ukazatele a měření

Strukturu cen (cenových úrovní) a jejich vývoj, tj. jejich konvergenci, divergenci nebo stagnaci v průběhu času lze analyzovat pomocí různých statistických ukazatelů. Jedním z neznámějších a nejčastěji používaných je beta a sigma konvergence, resp. rychlost a poločas konvergence. Třebaže nové členské země EU vykazují relativně rychlé přibližování cenových úrovní např. vůči zemím tvořícím eurozónu, rozptýlení cenových úrovní (obecněji individuálních cen) takové chování vykazovat nemusí, resp. snižování cenových rozdílů nemusí být systematické. Důvodem může být existence endogenních nebo exogenních šoků ovlivňujících jednotlivé ekonomiky, které vychýlí „dostatečně“ množství individuálních cen a tedy i cenové hladiny od předpokládané trajektorie (konvergence).

2.2.1 Teoretické pojetí konvergence

Konvergence (původně používána v teorii růstu) existuje ve dvojí podobě: absolutní nebo relativní (viz např. Heijdra, Ploeg, 2002).

- a) absolutní (nepodmíněná) konvergence je procesem, kdy země konvergují k jedné dané (společné) hodnotě daného ukazatele (tzv. steady state), a to bez ohledu na počáteční výchozí stav. V empirickém výzkumu (pro růst HDP) se však tato hypotéza nepotvrdila. Analogicky k růstu HDP pro případ cenové konvergence by tedy šlo o případ, kdy by země s nižší cenovou úrovní vždy zvyšovaly cenovou úroveň rychleji než země s vyšší cenovou úrovní;
- b) relativní (podmíněná, slabá) konvergence je situací, kdy země s rozdílnými počátečními stavy daného ukazatele se navzájem přibližují, ale jediný společný stav není dosažen (podobné ekonomiky by měly konvergovat).⁷ V tomto přístupu je analyzována tzv. beta a sigma konvergence, která je rovněž používána v dalším textu.

7 Teoreticky lze uvažovat i existenci takového konvergenčního procesu, kdy cílem by byla hodnota, která by se nacházela mezi minimálními i maximálními hodnotami. Specifickým případem je tzv. konvergence klubů (původně pro reálnou konvergenci, viz Galor, 1996), která uvažuje existenci odlišných konvergenčních úrovní pro jednotlivé země. Tato teorie je diskutována např. pro země tvořící EU ve studii Busetiho et al. (2004). V případě inflace identifikovala skupinu tvořenou velkými státy (Francie, Německo, případně státy Beneluxu), druhou skládající se z konvergujících se zemí (Irsko, Španělsko, Řecko, Portugalsko, Nizozemsko) a třetí je tvořena Itálií. Identifikaci klubů se zabývala i studie Hoblina a Francese (2000).

Beta konvergence

Koncept beta konvergence (β – konvergence)⁸ lze schematicky zapsat v podobě používané při empirickém ověřování:

$$\frac{1}{T} \cdot [\ln(CPL_{i,T}) - \ln(CPL_{i,0})] = \beta_0 + \beta \cdot \ln(CPL_{i,0}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

kde CPL_i je cenová úroveň pro zemi i v čase T (konec sledovaného období) nebo 0 počátek období, β_0 je absolutní člen, β je odhadem konvergenčního procesu (pokud byla pozorována konvergence, hodnota tohoto koeficientu by byla menší než nula) a $\varepsilon_{i,t}$ je náhodná veličina.

V dalším textu využijeme koncept zapsaný rovnicí (1), která vychází z neoklasického konceptu beta konvergence, jenž byl např. modelován v textu Barra a Sala-i-Martina (1992). Namísto reálného HDP jsou využity údaje o cenové úrovni pro HDP (CPL), resp. dílčí cenové úrovně. Po uvedené transformaci a logaritmování uvedených proměnných ($cpl_{ij,t} = \ln CPL_{i,t}$), získáme vztah zapsaný rovnicí (2):

$$\Delta cpl_{ij,t} = \beta_{ij} + \beta \cdot cpl_{ij,t-1} + v_{ij,t} \quad (2)$$

kde $\Delta cpl_{ij,t}$ je změna logaritmu hodnoty pro jednotlivé cenové úrovně (mezi zeměmi i a j v čase (roce) t),⁹ β_{ij} je absolutní člen, β je regresní koeficient a $v_{ij,t}$ je náhodná veličina. Pokud je absolutní člen (β_{ij}) v rovnici (2) roven nule, jde o test absolutní verze zákona jediné ceny (Law of One Price, LOP). Díky využití logaritmické transformace lze ukazatel cenové hladiny (cenové úrovně) interpretovat jako aproximaci procentních diferencí. Znaménko koeficientu β v rovnici (2) by mělo být záporné, pokud je pozorován proces konvergence.

Pro empirické ověření tohoto konceptu lze vztah uvedený v rovnici (2) je upraven do podoby neobsahující přírůstkový tvar (*unit root tests*)

$$cpl_{ij,t} = \beta_{ij} + (1 - \beta) \cdot cpl_{ij,t-1} + v_{ij,t} \quad (3)$$

se shodným významem jednotlivých veličin. Ze zápisu rovnice (3) plyne (je-li $v_{ij,t}$ bílý šum), že posloupnost cpl je autoregresní proces 1. řádu AR(1).

Diference cen mezi zeměmi mohou být takové podoby, že se v čase navracejí (mean reverting) k jisté hodnotě, a to ať již nule nebo jiné nenulové průměrné hodnotě. Pokud by tento případ nastal, znamenalo by to, že je pozorována absolutní nebo relativní podoba LOP. Šlo by tedy o nestacionární proces s jednotkovým kořenem. Koeficient β

8 Vzájemný vztah mezi sigma a beta konvergenčí analyzuje např. článek Furceriho (2005) nebo Wodona a Yitzhakiho (2006). Zatímco sigma konvergence vždy existuje v případě beta konvergence, sigma konvergence automaticky nezajišťuje, že bude existovat i beta konvergence (vztah obou veličin má podobu implikace a nikoliv ekvivalence). Sigma konvergence je tedy pouze postačující a nikoliv nutnou podmínkou pro existenci beta konvergence. Rozbor výše uvedeného problému viz Sala-i-Martina (1996).

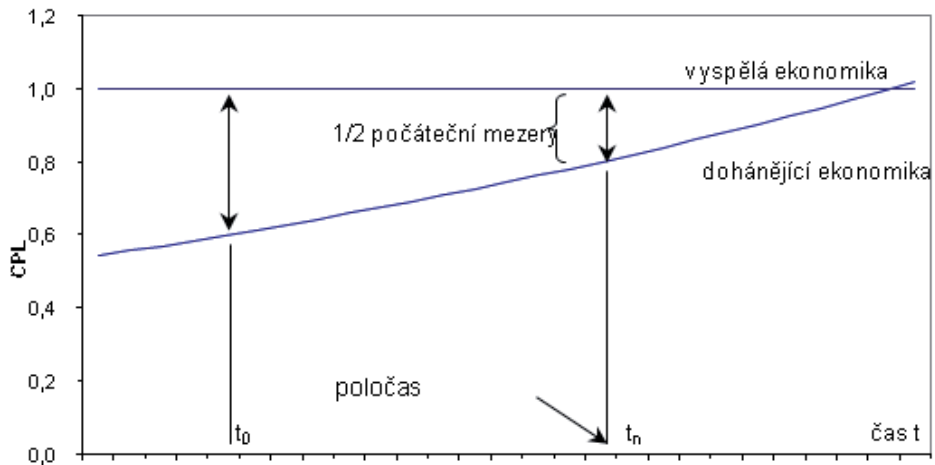
9 Může jít i o vztah k průměru skupiny zemí určitého integračního celku (např. země EU15).

v rovnici (3) zároveň představuje odhad konvergenčního procesu. Na základě hodnoty tohoto koeficientu lze určit rychlost konvergence

$$\lambda = -\ln(1 - \beta) \quad (4)$$

Pokud je dílčí efekt pro danou zemi rovný nule (v rovnici (3)), je testována absolutní verze LOP, v alternativním případě ($\beta_{ij} \neq 0$) jeho podmíněná podoba.¹⁰ Cenová diference se díky tomuto členu může pro každý individuální pár cen pohybovat směrem k nebo od jedné specifické hodnoty.¹¹

Graf 1
Poločas konvergence – schéma (relativní podoba)



Poznámka: CPL je cenová úroveň, t_0 čas, který je vztažen k počátečnímu období, t_n je poločas konvergence. Předpokladem je, že ceny v obou ekonomikách rostou stálým ročním tempem, které se v čase nemění. Hodnota je normována, aby se hodnota pro vyspělou ekonomiku stále rovnala jedné. Pramen: Kubiček (2007), vlastní úprava.

Výše uvedený koeficient λ (v rovnici (4)) nám dovoluje určit tzv. poločas konvergence (označovaný jako half-life), viz graf 1. Tento ukazatel je velmi často používán v souvislosti s cenovou konvergencí, protože představuje dobu, za kterou se existující cenový rozdíl sníží na polovinu (vzhledem k střední hodnotě cenové úrovně). Poločas konvergence lze obecně zapsat i rovnicí (5), resp. uvedených rozmanitých ekvivalentních podob:

10 Jestliže chceme testovat vztah daný rovnicí (3), musíme nejprve ověřit, zda v daném případě jde o situaci s existencí jednotkového kořene nebo nikoliv. Slouží k tomu celá řada testů vhodných pro panelová data, např. viz Baltagi (2008).

11 Wolszczak-Derlasz (2008) uvádí, že by mohl se vyskytnout problém při odhadu rovnice (3), který souvisí s agregací dat. V použitých datech (agregovaná nebo desagregovaná) by se mohla objevit případná heterogenita mezi jednotlivými zeměmi, která může být vyřešena použitím proměnné pro dílčí srovnání (za předpokladu homogenního koeficientu β).

$$CPL_t = CPL_0 \left(\frac{1}{2} \right)^{t/2} \approx CPL_t = CPL_0 \cdot e^{-\frac{t}{\tau}} \approx CPL_t = CPL_0 \cdot e^{-\lambda t} \quad (5)$$

kde CPL_t je diference v cenové úrovni, které zbývá po uplynutí času t , CPL_0 je výchozí diference v cenové úrovni, která se v čase snižuje, $t_{1/2}$ je poločas konvergence dané veličiny, τ je pozitivní číslo (střední doba životnosti) a λ je pozitivní číslo (úbytková konstanta).

Sigma konvergence

Sigma konvergence (σ – konvergence) představuje snižování variability (rozptýlenosti) daného ukazatele mezi územními celky v průběhu času. Shodně jako v případě β – konvergence je i σ – konvergence založena na neoklasickém teoretickém základu (viz výše), kdy Barro a Sala-I-Martin zkoumali průřezové (cross-section) rozptýlení důchodu (tj. v čase a mezi zeměmi). V případě cenové konvergence je sledováno rozptýlení cen mezi státy a v čase. Míra variability je zpravidla měřena pomocí vážené nebo nevážené směrodatné odchylky cen.

V nejjednodušším případě lze σ – konvergenci zapsat pomocí vztahu porovnávacího rozptyl (resp. směrodatné odchylky) cen v základním a vybraném období takto:

$$\sigma_{cpl_{i,t}}^2 \geq \sigma_{cpl_{i,T}}^2 \quad (6)$$

kde čas $t < T$, $\sigma_{cpl_{i,t}}^2$ je rozptyl cen v čase t v zemi i vzhledem k zemi (celku zemí) j , $\sigma_{cpl_{i,T}}^2$ je rozptyl pro shodně vymezené země, ale v čase T .

Ve vztahu (6) je symbol nerovnosti, tj. existují dvě možnosti: shodný nebo nižší rozptyl. Proto je nutné snížení variability v čase ověřovat pomocí statistických testů. Jednoduchou variantu představuje testová statistika založená na podílu výběrových rozptylů. Pro ověření hypotézy konvergence lze tedy v konkrétním případě aplikovat např. testovou statistiku (T_1), založenou na F-testu (test byl navržen v článku Lichtenberga, 1994):¹²

$$T_1 = \frac{\hat{\sigma}_{cpl_{i,t}}^2}{\hat{\sigma}_{cpl_{i,T}}^2} \quad (7a)$$

12 Velmi podobný test aplikoval ve své studii zaměřené na reálnou konvergenci (konvergenci reálného HDP) např. Slavík (2007). Studie analyzovala reálnou konvergenci nových členských zemí EU a zemí EU-15 (v odlišných specifikacích) za období let 1989(1992)–2004 za využití dat z databáze Univerzity v Groningenu. V případě konceptu beta konvergence byla potvrzena hypotéza byty konvergence pro EU-15 a nové členské země NMS10 a pro kratší období (1992–2004), v případě delšího časového období (1989–2004) nebylo možné rozhodnout (EU15 a NMS10 bez Lucemburska a Irska). Výraznou roli zřejmě hraje transformační recese na počátku 90. let minulého století. V případě hypotézy sigma konvergence pro kratší i delší období, pro širší i užší skupinu zemí nebyl závěr jednoznačný. Mezi další studie v české literatuře aplikující koncept beta a sigma konvergence patří např. Babetskii et al. (2007) pro oblast finančních trhů.

kde čas $t < T$, $\hat{\sigma}_{cpl_{j,t}}^2$ je výběrový rozptyl cen v čase t v zemi i vzhledem k zemi (celku zemí) j , $\hat{\sigma}_{cpl_{j,T}}^2$ je výběrový rozptyl pro shodně vymezené země, ale v čase T .

Statistiku ze vztahu (7a) můžeme dále upravit do podoby vztahu (7b) s explicitním uvedením vztahu k F rozdělení a testované podmínky pro případ konvergence

$$T_1 = \frac{\hat{\sigma}_{cpl_{j,t}}^2}{\hat{\sigma}_{cpl_{j,T}}^2} = \frac{R^2}{(1 + \beta)^2} = \frac{R^2}{\pi^2} \quad (7b)$$

$$T_1 \geq F_{1-\alpha} [N - 2; N - 2],$$

kde čas $t < T$, $F_{1-\alpha}[v_1; v_2]$ je kvantil F rozdělení s $N - 2$ a $N - 2$ stupni volnosti založenými na počtu zemí (N) zahrnutých do analýzy a na koeficientu R^2 z regresní analýzy.

Testová statistika daná vztahem (7a), resp. (7b) je používána v případě, kdy předpokládáme, že nulová hypotéza je neexistence sigma konvergence, alternativní hypotéza je existence sigma konvergence. Problémem této statistiky je skutečnost, že kritérium založené na podílu rozptylu v počátečním a konečném období opomíjí fakt, že oba výběry jsou vzájemně závislé (viz Carree a Klomp, 1997). Proto je pravděpodobnost nezamítnutí nulové hypotézy konvergence nízká, a to především pro malé soubory a krátká období.¹³ Vzhledem k tomuto problému autoři navrhli odlišnou testovou statistiku (T_2) pro ověřování hypotézy sigma konvergence (modifikace vztahu (7)). Testová statistika (T_2) může být zapsána jako (s korekcí $N - 2,5$ pro malé soubory)

$$T_2 = (N - 2,5) \cdot \ln \left[1 + \frac{1}{4} \frac{\hat{\sigma}_T^2 - \hat{\sigma}_{1T}^2}{\hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_T^2 - \hat{\sigma}_{1T}^2} \right], \quad (8)$$

kde $\hat{\sigma}_{1T}^2$ je kovariance cen v prvním a posledním období.¹⁴ Testová statistika má za platnosti nulové hypotézy $\chi^2(1)$ rozdělení s jedním stupněm volnosti. Testovaná hypotéza má podobu $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_T^2$, tj. shoda rozptylů a neexistence konvergence, alternativní hypotéza má podobu $H_1 : non H_0$.

Poslední možností je využití statistiky založené na modifikaci původní statistiky Lichterbergera uvedené v textu Carreeho a Klompa. Její tvar je následující:

$$T_3 = \frac{\sqrt{N \cdot \left(\frac{\hat{\sigma}_{cpl_{j,t}}^2}{\hat{\sigma}_{cpl_{j,T}}^2} - 1 \right)}}{2 \cdot \sqrt{1 - \hat{\pi}^2}} \quad (9)$$

13 Zvyšuje se tedy pravděpodobnost chyby druhého druhu a tedy možnost chybného zamítnutí hypotézy konvergence. Další problematický aspekt představují stupně volnosti v F rozdělení, které by měly mít hodnotu založenou na $N - 1$ a nikoliv na $N - 2$. Tento fakt nehraje velkou roli pro případy, kdy $N > 15$ (viz Carree, Klomp, 1997, s. 683).

14 Hodnota $\hat{\sigma}_{1T}$ může být vypočtena jako $\hat{\sigma}_{1T} = \hat{\pi} \cdot \hat{\sigma}_1^2$, kde $\hat{\pi}$ je odhadnutý parametr ze vztahu (7b).

kde testová statistika T_3 má asymptoticky normální rozdělení $N[\mu; \sigma^2]$ a N je počet zemí v analýze, $\hat{\sigma}_{cpl_{ij,t}}^2$ je výběrový rozptyl cen v čase t v zemi i vzhledem k zemi (celku zemí) j , $\hat{\sigma}_{cpl_{ij,\tau}}^2$ je výběrový rozptyl pro shodně vymezené země, ale v čase τ , $\hat{\pi}^2$ je odhadnutým parametrem ze vztahu (7b).¹⁵

Srovnatelná cenová úroveň

Nejčastěji používanými makroekonomickými indikátory při analýzách cenové (nominální) konvergence jsou ty, které byly získány v rámci mezinárodních šetření cen a objemů Světové banky (International Comparison Programme), resp. jeho evropské části uskutečněné EUROSTATem a OECD.¹⁶ Tento mezinárodní projekt s dlouhou tradicí umožňuje získat a analyzovat údaje, které lze agregovat v čase a prostoru. Oproti srovnáním, která jsou následně přepočtené za použití (promptního) měnového kurzu, je tato metoda očištěna o fluktuace spojené s jinými než cenovými determinan-tami, jež vedou k nadhodnocení nebo podhodnocení aktuálního měnového kurzu.

Agregátní srovnatelná (relativní) cenová úroveň (Comparative Price Level – CPL) vyjadřuje relaci cenové úrovně např. HDP, konečné spotřeby domácností nebo hrubé tvorby kapitálu dané ekonomiky vzhledem k referenční zemi nebo průměru zemí určitého referenčního celku. Zpravidla je vypočtena pro země EU a další vybrané země (např. kandidátské státy), a to na bázi průměru za země EU-27. V tomto textu je využito původních údajů Eurostatu a cenová úroveň pro celkové HDP je vypočtena vzhledem k průměru zemí eurozóny (EU-12 = 100). CPL v roce t a pro zemi i je dána vzorcem

$$CPL_t^i = \frac{ER_t^{PPP,i}}{ER_t^i}, \quad (10)$$

kde $ER_t^{PPP,i}$ je měnový kurz odpovídající paritě kupní síly (PPP) pro danou zemi, v případě EU jde o PPS,¹⁷ ER_t^i je běžný (spotový) měnový kurz v daném období (roce) t a zemi i . Hodnota CPL vyšší než 100 znamená, že daná země je v daném roce relativně dražší a v případě hodnoty CPL nižší než 100 relativně levnější ve srovnání s průměrem zemí eurozóny.

15 Alternativou pro panelové časové řady log t test (Phillips a Sul, 2007) použitý např. v Fischer (2009), jehož výhodou je flexibilita a nezávislost na určitém typu trendu proměnných, které jsou testovány. Vzhledem k dostupným údajům nemohl být v tomto textu aplikován.

16 CPL pro analýzu cenové konvergence využily např. studie Allington et al. (2005); Dreger et al. (2007) nebo Wolszczak-Derlacz (2008, 2008a).

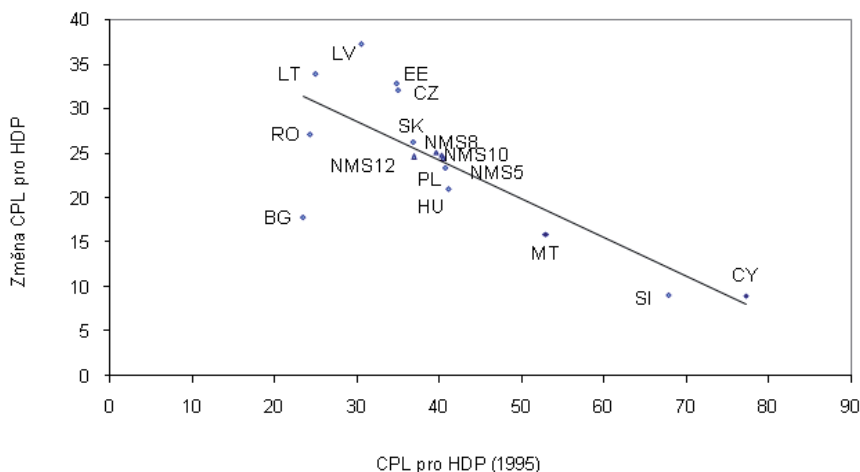
17 PPS, Purchasing Power Standards je paritním kurzem jako je PPP (Purchasing Power Parity). PPS je však vypočten na základě údajů za 27 zemí EU, a proto má odlišnou zkratku, aby se odlišil od PPP.

3. Empirická analýza cenové konvergence

V této části využijeme údaje pro srovnatelnou cenovou úroveň HDP pro nové členské země, abychom ověřili platnost obou výše uvedených hypotéz, tj. beta a sigma konvergence. Začneme pohledem na vývoj cenových úrovní pro HDP a celkovou změnu cenových úrovní za období 1995–2008, které jsou zachyceny v grafu 2.¹⁸ Zřetelně je vidět výrazná konvergence pobaltských států, které začínaly z velmi nízké výchozí úrovně, resp. pomalý průběh konvergence v relativně vyspělých zemích – avšak transformací neovlivněných (Kypř, Malta) a v relativně odlišném Slovinsku (vysoká cenová hladina HDP). Kromě Bulharska,¹⁹ které se nachází mimo skupinu zemí, přičemž je charakterizováno nízkou výchozí úrovní a malou změnou za sledované období, je patrné, že došlo k procesu sigma konvergence cenových úrovní ve sledovaném vzorku zemí.

Graf 2

Úroveň a změna srovnatelných cenových úrovní pro HDP, NMS, EU-12 = 100, 1995–2008



Poznámka: změna = hodnota CPL pro HDP v roce 2008 – hodnota CPL pro HDP v roce 1995. Hodnoty za celky mají v grafu symbol trojúhelníku, v případě individuálních zemí čtverec. Úroveň EU-12 (země eurozóny bez nových členských zemí EU) = 100. Pramen: Eurostat (2011, 2011a), vlastní výpočet.

18 Stále ještě předběžné a výrazně revidované údaje o CPL za rok 2009 byly silně ovlivněny vlivem probíhající finanční krize (především výrazné fluktuace měnových kurzů jednotlivých zemí). Proto údaje za rok 2009 nebyly použity ani v empirické části textu, ani nejsou v grafech. Konečné údaje pro rok 2009 by měly být dostupné na podzim roku 2011, a to společně s publikací prvních údajů za rok 2010. Nicméně již nyní lze říci, že stávající předběžné hodnoty ukazují na velmi výrazné změny cenových úrovní v jednotlivých zemích i za jednotlivé celky, díky dominantnímu vlivu kurzového kanálu. Výjimkou jsou země používající euro (Kypř, Malta, Slovensko a Slovinsko) a fixní měnový kurz (Bulharsko).

19 Jedním z důvodů může být měnový režim (currency board), který byl zaveden po měnové krizi v roce 1997, a relativně nízká míra inflace odrážející vazbu bulharského leva na německou marku, resp. euro, a to v relativně (nadhodnoceném) kurzu od roku 1999 (1 € = 1,95583 BGN). Tyto skutečnosti nedovolily výraznější přizpůsobení bulharských cenových úrovní.

3.1 Analýza beta konvergence

Pro empirické ověření, zda došlo k procesu beta konvergence cenových úrovní v NMS, použijeme vztah daný rovnicí (11), kde jsou přidány časové dummy proměnné. Protože pracujeme s makroekonomickými údaji, je rovněž v rovnici uvedená relace změněná (údaje jsou pro jednotlivé nové členské země ve vztahu k průměru zemí eurozóny, EU-12). K odhadům byly využity čtyři odlišné metody – pooled OLS a tři další metody: dvojstupňová metoda nejmenších čtverců (Anderson, Hsiao) a dvě dynamické metody (Arellano a Bond, 1991; Blundell a Bond, 1998).

$$cpl_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot cpl_{ij,t-1} + \mu_t + e_{i,t} \quad (11)$$

kde $cpl_{i,t} = \ln(CPL_{i,t})$ je logaritmus srovnatelné cenové úrovně v dané ekonomice (eurozóna = 1), μ_t obsahuje časové dummy proměnné a $e_{i,t}$ je bílý šum.

Vzhledem k zařazení zpožděné vysvětlované proměnné v rovnici (11) je použití tradičních (standardních metod) nesprávné, nicméně je uvedení těchto výsledků zajímavé pro srovnání. V případě pooled OLS byl panel odhadnut, jako kdyby šlo o jednoduchou průřezovou regresi (pooled OLS) s časovými dummy proměnnými.²⁰

Klasické metody jsme doplnili o odhad bety konvergence za pomoci dynamických metod pro panelová data, která jsou vhodná pro situace, kde existuje jen relativně malý počet pozorování a relativně krátké časové období.²¹ V případě dynamických metod se nabízí metoda GMM založená na prvních diferencích (Arellano-Bond estimátor) – zde by se však dalo předpokládat, že by odhady získané touto metodou byly vychýleny směrem dolů, a to z důvodu výchyly spojené s malými výběrovými soubory (tj. relativně malé T a malé N , jak je tomu v tomto případě) v případě vysoce persistentních časových řad (viz Bond, 2002). Může se též jednat o systémový estimátor (Blundel-Bondův estimátor), jehož vlastnosti by v našem případě měly vést k nejlepším výsledkům (např. viz Baltagi, 2008).²²

Pro jednotlivé skupiny zemí byla potvrzena existence beta konvergence ve sledovaném období, přičemž se projeví výše uvedené problémy (jak je patrné z odhadů uvedených v tabulce 1), a proto se zaměříme na odhady získané metodou BB. V případě metody AB byla hodnota koeficientu beta podhodnocená (viz diskuse uvedená výše),

20 Specifikace založená na společném konstantním členu předpokládá existenci jednoho společného (cílového) stavu. Pokud jsou využity fixní efekty pro jednotlivé země, jsou předpokládány odlišné stálé stavy. (Šlo by tedy o pokus o testování hypotézy klubů, viz výše).

21 Vedle metody nejmenších čtverců (pooled OLS) mohly být např. použity i další metody: např. metoda s fixními efekty (FE) nebo metoda LSDV. Předchozí metody jsou považovány za nepřesné, pokud jde o odhady parametrů – v případě fixních efektů (FE) je odhad parametrů vychýlen směrem dolů, metoda LSDV je nespolehlivá pro malá a fixní časová období (blíže viz Blondel et al., 2000; Bond, 2002; Blondel, 2005; přehled literatury a detailnější objasnění této problematiky lze nalézt např. v publikaci Millse a Pattersona (2006).

22 Nejprve byl proveden test existence integrace časových řad obsažených v panelu, konkrétně ověření, zda jde o proces typu $I(1)$ nebo o vyšší stupeň integrace časových řad v panelu. Následně byly testovány diferencované řady a hypotéza $I(0)$ nebyla zamítnuta (viz Žďárek, 2010).

a proto rychlost konvergence a další charakteristiky (rychlost a poločas) byly vyšší, než jaké by měly být. Poslední použitou metodou (BB) byly nalezeny hodnoty, které již nevykazují žádná zkreslení (kde jako instrumenty byly použity zpožděné hodnoty prvních diferencí). Robustní směrodatné chyby uvedené pod odhady parametrů (z důvodu heteroskedasticity a autokorelace v panelu).²³ Problémem je odhad koeficientu pro NMS5, kde je možným problémem již relativně nízký počet pozorování, který zřejmě ovlivnil výsledky (jak pro AB, tak pro BB metodu). Sarganův test²⁴ indikuje správnost použité metody (pro některé specifikace je však hodnota nízká). Testy autokorelace neindikují nesprávné použití metody, první zpoždění (AR1) je zpravidla významné, druhé na 10% nebo nižší hladině spolehlivosti ve většině případů již nikoliv (problematické jsou především menší výběry s méně než 100 pozorováními, kde však již tyto testy nemusí být zcela spolehlivými indikátory; totéž platí i pro Hansenův, resp. Sarganův test).

Nejnižší hodnota odhadnutého parametru prvního zpoždění $\hat{\beta}_1$ (metoda BB) v daném vzorku zemí je ve skupině zemí NMS8; parametr 0,861 odpovídá rychlosti konvergence 15 % ročně a poločas snížení rozdílu mezi průměrnou cenovou úrovní této skupiny zemí a zeměmi eurozóny na polovinu činí v tomto případě přibližně 4,6 let (viz sloupec 8 v dolní části tabulky).²⁵ I když bychom se mohli domnívat, že tyto hodnoty mohou být ovlivněny rychlým průběhem konvergence v pobaltských zemích (vycházejícím z velmi nízkého základu), empirické studie v dané oblasti obecně nacházejí vysokou rychlost konvergence (přehled viz např. Funke a Koske, 2008 nebo Schwartz, 2009). Naopak nejvyšší hodnota parametru byla v zemích NMS12; parametr 0,930 a odpovídající rychlost konvergence 7,2% ročně, přičemž poločas zúžení mezery na polovinu činí přibližně 9,6 let (sloupec 2 v dolní části tabulky). V případě vyspělých zemí NMS5 je hodnota 0,907 odpovídající rychlosti 9,8% ročně a poločasu zúžení rozdílu cenových úrovní na polovinu 7,1 let. Obě hodnoty by mohly představovat realistický odhad pro skutečný průběh nominální konvergence v těchto zemích. Pokud budeme počítat se změnou měnového kurzu v rozmezí 2–3 % ročně, odpovídalo by tomuto vývoji dohánění pomocí relativně vyšší míry inflace.

23 Alternativou je použití dvoustupňové metody. Problémem je použití dvoustupňové metody, která vede k vychýlení odhadů směrodatných chyb směrem dolů (a tedy případnému přijetí hypotézy významnosti daného parametru), a proto je potřeba použít korekční metodu pro jejich výpočet.

24 Sarganův test není robustní, ale není ovlivněn počtem použitých instrumentálních proměnných. Hansenův test je robustní, ale může být ovlivněn počtem použitých instrumentálních proměnných (viz Baltagi, 2008).

25 Třebaže je rychlost konvergence relativně vysoká, musíme si při interpretaci uvědomit, že jde o rychlost snižující existující mezeru cenových hladin na polovinu; nově vzniklá mezera by měla být redukována shodným tempem. Protože však působí další faktory, může být (a jistě bude) snižována odlišným tempem, následující opět jiným atd. Teoreticky jde o proces, který konverguje k cílové hodnotě pro čas blížící se velmi vysokému číslu (v případě některých zemí může jít o nekonečný proces, protože konvergence cenových úrovní se může zastavit na určité hladině).

Tabulka 1

Test nepodmíněně beta konvergence, NMS, 1995–2008

	NMS12		NMS10		NMS8		NMS5	
	1	2	5	6	7	8	9	10
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
(1-β)	0,8888	10 366	0,8440	10 321	0,6952	0,8131	0,7911	0,8995
	(0,0280)	(0,3126)	(0,0473)	(0,3982)	(0,0893)	(0,2505)	(0,0767)	(0,5162)
Rychlost (λ)	0,118	x	0,170	x	0,364	0,207	0,234	0,106
Poločas (t _{1/2})	5,88	x	4,09	x	1,91	3,35	2,96	6,54
Počet pozorování (N)	167	144	139	120	112	96	70	60
R ² _{adj}	0,8471	..	0,8296	..	0,7637	..	0,8024	..
F-test	131,64	..	88,45	..	77,32	..	55,42	..
	NMS12		NMS10		NMS8		NMS5	
	1	2	5	6	7	8	9	10
	AB	BB	AB	BB	AB	BB	AB	BB
(1-β)	0,8307	0,9303	0,7447	0,9219	0,7028	0,8608	0,7933	0,9067
	(0,1989)	(0,0105)	(0,2548)	(0,0031)	(0,2330)	(0,0220)	(0,0902)	(0,0274)
Rychlost (λ)	0,185	0,072	0,295	0,081	0,353	0,150	0,232	0,098
Poločas (t _{1/2})	3,74	9,59	2,35	8,52	1,97	4,62	2,99	7,08
Počet pozorování (N)	144	156	120	130	96	104	60	65
Sargan test	70,93	86,41	59,58	72,96	71,20	90,96	50,04	65,02
	(0,6731)	(0,4980)	(0,9293)	(0,6990)	(0,6648)	(0,0390)	(0,9927)	(0,0270)
AR(1) test	-3,44	-3,95	-3,09	-6,74	-2,82	-3,72	-2,27	-3,36
	(0,0006)	(0,0000)	(0,0020)	(0,000)	(0,0047)	(0,0000)	(0,0234)	(0,0010)
AR(2) test	-1,18	-1,33	-1,06	-1,18	-1,99	-2,20	-1,60	-1,80
	(0,2393)	(0,1850)	(0,2914)	(0,237)	(0,0468)	(0,0280)	(0,1092)	(0,0710)

Poznámka: OLS – pooled OLS, 2SLS – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců (Anderson, Hsiao), AB – Arellano-Bond estimátor, BB-Blundel-Bond estimátor. Modely obsahovaly časové proměnné. Rychlost – rychlost konvergence, poločas – poločas konvergence. Robustní směrodatné chyby parametrů jsou v závorce (bootstrapped standard errors). Údaje pro Hansenův, Sarganův test a Arellano-Bond testy autokorelace jsou hodnoty testového kritéria, p-value jsou uvedeny v závorce. Pramen: vlastní výpočet.

Pokud budeme předpokládat vývoj v dalším období odpovídající tendencím v minulosti, mohli bychom odhadnout, že v horizontu 5 let bude průměrná cenová úroveň zemí NMS5 na úrovni 78 % (úroveň v roce 2008 byla přibližně 65 % průměrné cenové úrovně zemí eurozóny). Tato hodnota by byla srovnatelná s cenovou úrovní některých méně vyspělých zemí eurozóny publikovaných EUROSTATem v roce 2008 (Portugalsko). V případě všech zemí skupiny zemí (NMS10), činí hodnota parametru

0,922 jemu odpovídající poměrně vysoká rychlost konvergence 8,1% a doba snížení mezery na jednu polovinu 8,5 let.²⁶ Rychlost pro všechny země, nové členy ze zemí SVE, vyspělé a pobaltské – převažují země rychle konvergující, a proto je velmi nízká. Poslední skupina sestává z vyspělých, a proto je odhadnuté tempo uzavírání mezery cenových úrovní nižší. Srovnáme-li zjištěné hodnoty s údaji ve studii Dregera et al. (2007), která pracovala s desagregovanými údaji v kratším časovém období, jsou námi nalezené hodnoty vyšší, v případě základních položek byl odhad rychlosti i poločasu zmenšení mezery srovnatelný. Vliv může mít urychlení procesu cenové konvergence, které nastalo po roce 2003 a zejména v letech 2007–2008 bylo velmi výrazné.

Údaje o rychlosti a poločasu konvergence jsou založeny na makroekonomickém údaji o celkové cenové hladině HDP. Z tohoto faktu plyne i do jisté míry omezená vypovídací schopnost takového odhadu. Jednotlivé složky HDP, resp. individuální statky a služby jsou ovlivněny faktory, které mohou způsobit, že rychlost i poločas konvergence budou odlišné (nižší či vyšší). Přesnou odpověď v tomto směru však v této studii dát nemůžeme, protože již přesahuje její rámec.²⁷

3.2 Analýza sigma konvergence

Abychom ilustrovali výše uvedené statistické metody pro testování hypotézy sigma konvergence, využili jsme údajů publikovaných Eurostatem a podrobněji se zaměřili na analýzu cenové konvergence v NMS (pro vybrané skupiny zemí). Graf 3 zachycuje vývoj směrodatných odchylek (rozptýlení cenových úrovní) vypočtených za cenové úrovně pro celý HDP (CPL pro HDP). Pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, je zřetelný postupný pokles variability z hodnoty 0,39 pro NMS12, resp. 0,38 pro NMS11 a 0,35 pro NMS10 za rok 1995 na 0,19, resp. 0,18 a 0,12 v roce 2008. V případě užšího vzorku zemí NMS8 činila hodnota koeficientu 0,29, resp. 0,26 pro středoevropské země NMS5 0,08, resp. 0,09 (v obou případech pro shodné roky, tj. 1995, resp. 2008). Tento vývoj představuje pokles o 51 procent pro NMS12 a NMS11, resp. o 67 procent pro skupinu zemí NMS10 za sledované období. Pro užší skupinu zemí NMS8 a NMS5 dosáhla výše poklesu 72 a 67 procent. Tyto hodnoty znamenají, že mezi novými zeměmi se podstatně snížila variabilita a na konci sledovaného období byly hodnoty cenové variability srovnatelné s obdobnými údaji za země eurozóny. Pokud se podíváme na graf 3, je patrná tendence snižování variability cenové hladiny, a to i přes mírný vzestup v roce 1999. Stagnaci agregátu NMS11

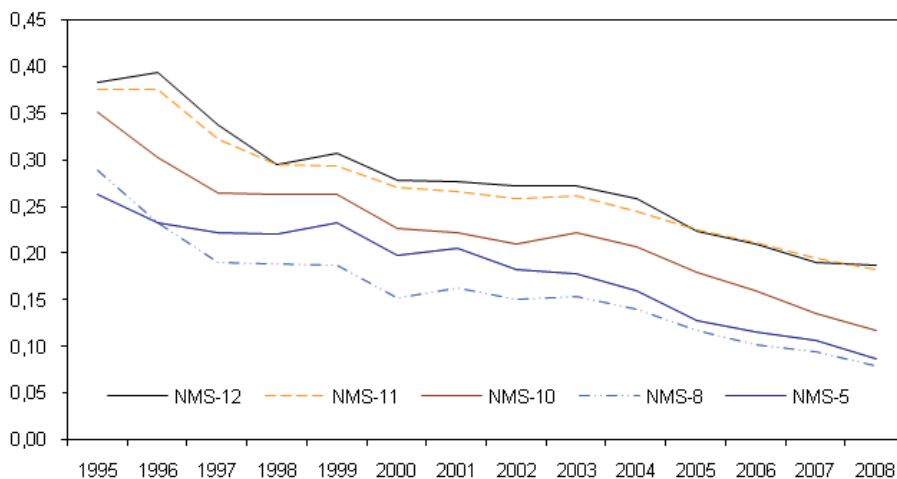
26 Analýza byla rovněž provedena na širším vzorku údajů pro jednotlivé skupiny skutečné spotřeby a dílčí položky. I v těchto případech byla potvrzena hypotéza bety konvergence, odhad parametru a tedy i rychlosti byl odlišný v případě neobchodovatelných komodit oproti výsledkům za celý HDP. Výsledky jsou k dispozici u autora na požádání. Pokud bychom chtěli pracovat s kompletními údaji za všechny základní položky, tak ty by byly k dispozici pouze za kratší období 1999–2006.

27 Dílčí omezení představuje též dostupnost údajů, které by pro tuto analýzu mohly být využity. Podrobné údaje za individuální komodity jsou zpravidla neveřejné. Pokud jsou již k dispozici, tak nejčastěji od roku 1999 a to s dvou až tříletým zpožděním (poslední dostupné jsou za rok 2006).

a NMS12 po roce 2000 lze zřejmě vysvětlit stagnací nominální konvergence v Polsku, Bulharsku a Rumunsku. Mírný vzestup byl rovněž zaznamenán v roce 2003.²⁸

Graf 3

Sigma konvergence pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008 (nevážené údaje)



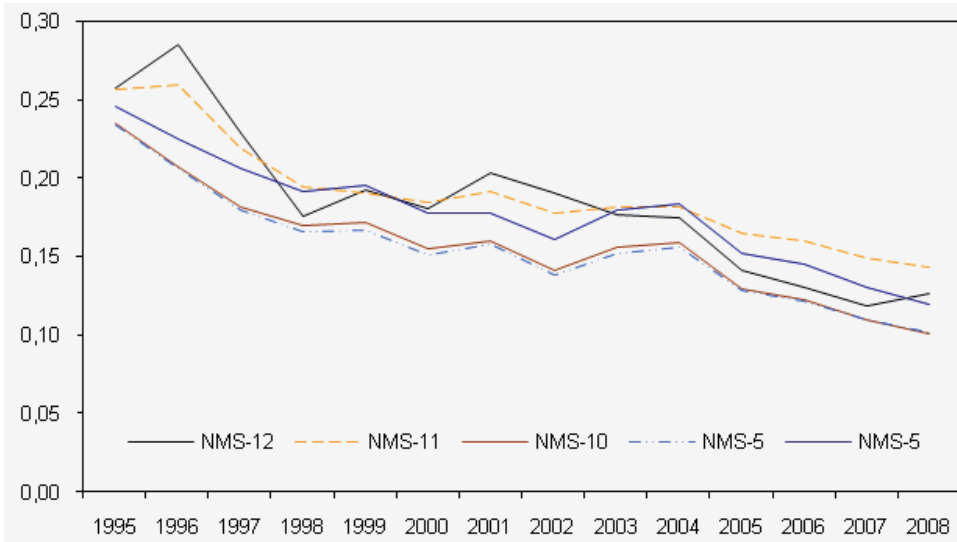
Poznámka: směrodatné odchylky jsou nevážené. Úroveň EU-12 (země eurozóny bez nových členských zemí EU) = 1. Pramen: Eurostat (2011, 2011a), vlastní výpočet.

Pokud využijeme vážené směrodatné odchylky (váhy jsou kalkulovány na základě podílů jednotlivých zemí v příslušném agregátu tvořeného HDP v PPS), obrázek se výrazně změní (viz graf 4). Sigma konvergence je méně patrná a vývoj směrodatných odchylek vykazuje vyšší variabilitu a skoky v průběhu sledovaného období. Dvě skupiny zemí (NMS12 a NMS11) jsou odlišné tím, že výrazně snížily variabilitu během sledovaného období, přičemž vývoj NMS11 byl více méně vyrovnaný bez výraznějších skokových změn. Skupina zemí NMS12 nejprve výrazně zvýšila variabilitu (docházelo k sigma divergenci), následované výrazným snížením a oscilací v rozmezí 0,18–0,20. Konvergence nastala až po roce 2001. V případě skupin NMS10, NMS8 a NMS5 byl pokles z poloviny 90. let minulého století vystřídán nárůstem mezi lety 1998 a 1999. Ten byl vystřídán stagnací, resp. mírným poklesem (sigma konvergencí) s opětovným nárůstem v letech 2003 a 2004. Od roku 2004 docházelo k sigma konvergenci bez výraznějších pohybů. Zdá se tedy, že vstup zemí do EU v roce 2004 výrazně napomohl procesu konvergence cenových úrovní. Dočasná divergence pozorovaná na začátku nového století mohla být dána vývojem v Bulharsku, v Polsku a v Rumunsku díky váze v příslušném agregovaném údaji.

28 Protože lze vidět mírný zlom v údajích za rok 1999, můžeme uvažovat vliv kola mezinárodního šetření ECP za rok 1999, kdy byla poprvé detailně aplikována nová soustava národních účtu ESA 1995 (podobné chování není patrné v roce 2002 ani 2005), resp. problémy spojené s odhadem (aproximací) pohybu cenových úrovní mezi jednotlivými koly mezinárodních šetření.

Graf 4

Sigma konvergence pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008 (vážené údaje)



Poznámka: směrodatné odchylky jsou vážené. Úroveň EU-12 (země eurozóny bez nových členských zemí EU) = 1.
Pramen: Eurostat (2011, 2011a), vlastní výpočet.

Pro ověření sigma konvergence využijeme testové statistiky uvedené výše. Nejprve využijeme model Carreho a Klompa (1997) pro ověření hypotézy konvergence (konvergence cenových úrovní):

$$cpl_{it} = \phi \cdot cpl_{it-1} + v_{it}, \quad t = 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (12)$$

kde $cpl_{it} = \ln(CPL_{i,t})$ je srovnatelná cenová úroveň v relaci k EU-12 pro zemi i a rok t . Odhad rozptylu pro cenové úrovně mezi zeměmi je vypočten jako:

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\left(\sum_{i=1}^N cpl_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N cpl_{it} \right)^2}{(N-1)} \quad (13)$$

Hypotéza konvergence cenových úrovní nastane v případě, že $\phi^2 < 1 - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_1^2}$, naopak hypotéza neexistence konvergence je spojena s parametrickou podmínkou $\phi^2 = 1 - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_1^2}$.²⁹ Statistika T_2 (viz rovnice (8)) je použita pro ověření nulové hypotézy (neexistence konvergence) pro model zapsaný rovnicí (12).

29 Protože jednotlivé hodnoty jsou podle předpokladu nezávislé náhodné veličiny z normálního rozdělení se střední hodnotou a konstantním rozptylem $cpl_{it} \approx N[\mu; \sigma_1^2]$, residuum je procesem $N[\mu, (=0); \sigma_v^2]$.

Druhým způsobem ověření je model navržený Lichtenbergerem, který je odvozen z rovnice (12):

$$cpl_{it} = \pi \cdot cpl_{i1} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (14)$$

kde parametr $\pi = \phi^{T-1}$ a $\varepsilon_i = \sum_{t=2}^T \phi^{T-t} \cdot v_{it}$. Původní testová statistika (viz vztah (7a)) použitelná pro ověření nulové hypotézy neexistence konvergence v modelu zapsaném rovnicí (14) je, vzhledem k výše uvedenému možnému problému této statistiky, doplněna statistikou T_3 (rovnice (9)). Problémem tohoto přístupu k ověření dané hypotézy, že příslušná statistika není definována pro hodnoty parametru $|\pi| > 1$.³⁰

Tabulka 2

Test sigmy konvergence pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008

	Testová statistika	Hodnota testové statistiky	Kvantil	Sigma konvergence
			(alfa = 10 %) ^{a)}	
	T_1	2,055	23,226	Ne
NMS12	T_1	9,318***	27,055	Ano
	T_1	5,584***	16,449	Ano
	T_1	2,997*	25,893	Ano
NMS10	T_1	17,278***	27,055	Ano
	T_1	12,617***	16,449	Ano
	T_1	3,629*	30,546	Ano
NMS8	T_1	12,622***	27,055	Ano
	T_1	17,209***	16,449	Ano
	T_1	3,055	53,908	Ne
NMS5	T_1	5,653**	27,055	Ano
	T_1	9,317***	16,449	Ano

Poznámka: výpočty testových kritérií a nalezení kritických hodnot příslušných rozdělení byly provedeny pomocí programu StataSE10.1. a) pro T_1 hodnota kvantilu F rozdělení $F_{\alpha}[N-2; N-2]$, pro T_2 hodnota rozdělení $\chi^2_{\alpha}[v]$ a pro T_3 hodnota normovaného normálního rozdělení. *** významné na 1%, ** na 5% a * na 10% hladině spolehlivosti. Pramen: vlastní výpočet.

Protože údaje o cenových úrovních za rok 2009 jsou stále předběžné, analýza byla provedena pro údaje za léta 1995–2008.³¹ Výsledky pro jednotlivé testové statistiky jsou v tabulce 2. V případě testové statistiky T_1 jsou uvedené výsledky pouze ilustra-

30 Carree a Klomp (1997) v tomto případě při simulovaných výpočtech pracovali se zamítnutím hypotézy konvergence.

31 I po posledních zpřesněních Eurostatu jsou údaje za rok 2008 stále ještě předběžné.

tivní vzhledem k výše uvedeným problémům. (Lze je však srovnat s ostatními statistiky.) V případě statistiky T_1 se vyskytl problém popsáný výše, a to, že nebylo možné na základě hodnoty testové statistiky nezamítnout hypotézu o nepřítomnosti sigma konvergence. Bylo tomu tak v případě skupiny zemí NMS12 a NMS5, kdy hodnota testové statistiky byla nižší než příslušný kvantil F rozdělení. V ostatních případech ostatních skupin a testových statistik byla přijata hypotéza konvergence. (Protože odhad koeficientu $\hat{\pi}$ z rovnice (14) byl nižší než jedna, bylo možné použít i tuto statistiku pro ověření sigma konvergence.)

4. Závěr

Cenová konvergence je proces, který představuje sblížování cen (cenových úrovní) v čase mezi sledovanými ekonomickými jednotkami. Tento proces je ovlivněn řadou proměnných, které jsou exogenní i endogenní povahy a které se díky změnám ekonomického prostředí v čase též proměňují a síla jejich vlivu se může zvýšit, snížit, případně se mohou stát i zcela marginálními. V případě měnové unie je cenová konvergence a vysoký stupeň harmonizace cenových úrovní jednou z důležitých charakteristik daného ekonomického prostředí, protože vysoký stupeň konvergence cenových úrovní omezuje případné inflační tlaky a snižuje pravděpodobnost asymetrického působení jednotné měnové politiky.

V nových členských zemích byly cenové úrovně ve srovnání s průměrem zemí eurozóny v 90. letech minulého století relativně nízké, ale v průběhu posledních více než deseti let došlo k výraznému posunu. V článku uvedené odhady beta a sigma konvergence na základě makroekonomických údajů (srovnatelné cenové úrovně pro HDP) v období 1995–2008 potvrdily, že v nových členských státech lze oba tyto jevy pozorovat. V případě beta konvergence je odhad rychlosti přibližování agregátních cenových úrovní pro všechny nové členské státy EU (NMS12) okolo 7,2% ročně a poločas snížení mezery na polovinu mezi stávající průměrnou úrovní zemí a průměrem eurozóny 9,6 let, v případě skupiny nejvyspělejších zemí tvořících seskupení NMS5 byla odhadnuta rychlost konvergence na 9,8% ročně, přičemž poločas zúžení mezery na polovinu činí přibližně 7,1 let. Mohli bychom tedy nalezené hodnoty využít pro odhad – při pokračování minulého vývoje by mohla v horizontu 5 let průměrná cenová úroveň těchto zemí dosáhnout 78% (úroveň v roce 2008 byla přibližně 65%) průměrné cenové úrovně zemí eurozóny. Tato hodnota by již přibližně odpovídala cenovým úrovním některých méně vyspělých zemí eurozóny podle údajů Eurostatu za rok 2008 (Portugalsko).

Na základě vývoje cenových úrovní v minulých letech se lze domnívat, že obě hodnoty by mohly představovat reálný odhad skutečného průběhu cenové konvergence ve sledovaném vzorku zemí. Pokud budeme počítat s průměrnou změnou měnového kurzu v rozmezí 2–3% ročně, odpovídalo by tomuto vývoji dohánění pomocí relativně vyšší míry inflace. V nových členských zemích, které nepoužívají euro a kde není využívána některé z forem fixního měnového kurzu, je proces cenové konvergence

výrazně ovlivněn i měnovou politikou. V případě cílování inflace (ČR či Polsko), je cenový kanál cenové konvergence ovlivněn stanoveným cílem, resp. jeho vztahem k cíli ECB. Tato kombinace znamená, že ke konvergenci by měl přispívat především kurzový kanál, jehož dopady jsou však odlišné od přizpůsobování pomocí cenového kanálu (inflace). Záleží totiž na expozici daného subjektu vůči měnovému riziku (např. exportující a importující firmy).

Velká neznámá je však spojena s probíhající finanční krizí. První informace ukazují na výrazné zpomalení tempa cenové konvergence v NMS. Předběžné údaje za rok 2009 ukazují, že cenový kanál byl téměř ve všech NMS negativní (kromě Estonska a Kypru), tj. snižující cenové úrovně a hlavním faktorem, který determinoval celkovou změnu, byl spojen s velkými fluktuacemi měnového kurzu. Cenové hladiny měřené CPL proto ve většině nových členských zemí poklesly, a to s výjimkou čtyř nových členských zemí používajících euro a Bulharsku. První údaje za rok 2010 indikují opětovnou změnu trendů a návrat k předkrizovému vývoji, tj. růstu cenových úrovní. V dalším období bude cenová konvergence ovlivněna jak dalším vývojem finanční krize, tak reakcí stabilizačních politik na ni. Dalším a neméně významným faktorem bude proces reálné konvergence, kde se dá očekávat po rasantním zpomalení, resp. stagnaci v letech 2008-2009, návrat k růstové trajektorii a obnovené procesu dohánění. Oba vlivy by však mohly vést ke vzniku konvergenčních klubů v rámci Evropské unie (eurozóny), vykazujících stagnaci, resp. konvergenci k jisté úrovni v rámci tohoto klubu, která je zpravidla nižší než průměr všech evropských zemí (zemí eurozóny).

Literatura

- ALLINGTON, N. F. B.; KATTUMAN, P. A.; WALDMANN, F. A. (2005). One Market, One Money, One Price? *International Journal of Central Banking*. 2005, Vol. 1, No. 3, pp. 73–115.
- BABETSKII, I.; KOMÁREK, L.; KOMÁRKOVÁ, Z. (2007). Financial Integration of Stock Markets among New EU Member States and the Euro Area. *Finance a úvěr*, 2007, Vol. 57, No. 7-8, pp. 341–362.
- BALDWIN, R. E. (2006). The euro's trade effects. Frankfurt: European Central Bank, ECB Working Paper Series No. 594, 2006.
- BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*. 1992, Vol. 100, No. 2, pp. 223–251.
- BALTAGI, B. H. (2008). *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd. 2008.
- BLONDEL, R.; BOND, S.; WINDMEIJER, F. (2000). Estimation in Dynamic Panel Data Models. Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator. London: IFS, IFS Working Papers č. 12, 2000.
- BOND, S. R. (2002). Dynamic panel data models. a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*. 2002, Vol. 1, no. 2, pp. 141–162.
- BRUNO, G. S. F. (2005). Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individual. Milano: CESPRI, CESPRI Working Paper No. 165, 2005.
- BRUNO, G. S. F. (2005a). Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individual. *Stata Journal*. 2005(a), Vol. 5, No. 4, pp. 473–500.
- BUSETI, F.; FORNI, L.; HARVEY, A.; VENDITTI, F. (2006). Inflation Convergence and Divergence within the European Monetary Union. Frankfurt am Main: ECB, ECB Working Paper No. 574, 2006.

- CARREE, M.; KLOMP, L. (1997). Testing the convergence hypothesis. A comment. *The Review of Economics and Statistics*. 1997, Vol. 79, No. 4, pp. 683–686.
- DREGER, CH.; KHOLODILIN, K.; LOMMATZSCH, K.; SLACALEK, J.; WOZNIAK, P. (2007). Price Convergence in the Enlarged Internal Market. Brussels: European Commission, EC Economic Paper No. 292, 2007.
- EC (2006). Enlargements, Two Years After: An Economic Evaluation. Brussels: European Commission, EC Occasional Paper No. 24, 2006.
- EIU (2008). Database The EIU CityData. London: Economist Intelligence Unit, 2008.
- ÉGERT, B. (2007). Real Convergence, Price Level Convergence and Inflation Differentials in Europe. Ann Arbor: The William Davidson Institute, WDI Working Paper No. 895, 2007.
- EUROSTAT (2011). Database National Accounts. Luxembourg » EUROSTAT 2011. URL: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.
- EUROSTAT (2011a). Database Prices (Purchasing Power Parities). Luxembourg: EUROSTAT 2011 (a). URL: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>.
- FABER, R. P.; STOCKMAN, A. C. J. (2007). A Short History of Price Level Convergence in Europe: A Reconstruction. Budapest: paper prepared for the 22nd EEA Congress: 2007 (mimeo).
- FISCHER, CH. (2009). Price convergence in the EMU? Evidence from micro data. Deutsche Bundesbank, Frankfurt: Discussion Paper Series 1: Economic Studies No. 06/2009.
- FUNKE, K.; KOSKE, I. (2008). Does the Law of One Price Hold within the EU? A Panel Analysis. *International Advances in Economic Research*. 2008, Vol. 14, No. 1, pp. 11–24.
- FURCERI, D. (2005). and convergence: a mathematical relation of causality. *Economic Letters*. 2005, Vol. 89, No. 2, pp. 212–215.
- GALOR, O. (1996). Convergence? Inferences from Theoretical Models. *The Economic Journal*. 1996, Vol. 106, No. 437, pp. 1056–1069.
- HEIDRA, B. J.; PLOEG, VAN DER F. (2002). *The Foundations of Modern Macroeconomics*. Oxford: Oxford University Press 2002.
- HOLUB, T.; ČIHÁK, M. (2005). Price Convergence in EU-Accession Countries: Evidence from the International Comparison. *Economie Internationale*. 2005, Vol. 102, No. 2, pp. 59–82.
- HOBJIN, B.; FRANCES, P. H. (2000). Asymptotically perfect and relative convergence of productivity. *Journal of Applied Econometrics*. 2000, Vol. 15, No. 1, pp. 59–81.
- LICHTENBERG, F. R. (1994). Testing the convergence hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*. 1994, Vol. 76, No. 3, pp. 576–579.
- LUTZ, M. (2004). Pricing in Segmented Markets, Arbitrage Barriers and the Law of One Price: Evidence from the European Car Market. *Review of International Economics*. 2004, Vol. 12, No. 3, pp. 456–475.
- KUBÍČEK, J. (2007). Dlouhodobý ekonomický růst, produktivita a konvergence. (Materiál pro seminář HP_482.) Praha: VŠE 2007 (mimeo).
- MILLS, T. C.; PATTERSON, K. (eds.) (2006). *Palgrave Handbook of Econometrics. R. 1. Econometric Theory*. Houndmills, Hampshire & New York: Palgrave Macmillan, 2006.
- PHILLIPS, P. C. B.; SUL, D. (2007). Transition modeling and econometric convergence tests. *Econometrica*. 2007, Vol. 75, No. 6, pp. 1771–1855.
- SALA-I-MARTIN, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*. 1996, Vol. 106, No. 437, pp. 1019–1036.
- SLAVÍK, C. (2007). Reálná konvergence České republiky k Evropské unii v porovnání s ostatními novými členskými zeměmi. *Politická ekonomie*, 2007, Vol. 55, No. 1, pp. 23–40.
- SCHWARZ, J. (2009). Impact of Institutions on Cross-Border Price Dispersions. (Doktorská disertační práce.) IES FSV UK, Praha 2009.
- WODON, Q.; YITZHAKI, S. (2006). Convergence forward and backward? *Economic Letters*, 2006, Vol. 92, No. 1, pp. 47–51.
- WOLSZCZAK-DERLACZ, J. (2008). Price convergence in the EU – an aggregate and disaggregate approach. *International Economics and Economic Policy*. 2008, Vol. 5, No. 1–2, pp. 25–47.

- WOLSZCZAK-DERLACZ, J. (2008a). Does One Currency Mean One Price? Badia Fiesolana: European University Institute, EUI Working Papers, MWP No. 2008/21, 2008(a).
- WOLSZCZAK-DERLACZ, J.; DE BLANDER, R. (2009). Price convergence in the European Union and in the New Member States. *Bank i Kredyt*. 2009, Vol. 40, No. 2, pp. 37–59.
- ŽDÁREK, V. (2010). Cenová konvergence České republiky a nových členských zemí EU k eurozóně. In *Vybrané problémy fungování České republiky v Evropské unii*. Praha: CES VŠEM 2010.

AN EMPIRICAL ANALYSIS OF THE PROCESS OF PRICE CONVERGENCE OF THE CZECH REPUBLIC AND NEW EU MEMBER STATES TOWARDS THE EURO AREA

Václav Ždárek, Centre for Economic Studies, University of Economics and Management, Nárožní 2600/9a, CZ – 158 00 Prague 5 (vaclav.zdarek@vsem.cz); University of Economics, Prague, W. Churchill Sq. 4, CZ – 130 67 Prague 3 (zdarekv@vse.cz).

Abstract

The main goal of this paper is to analyse the process of price convergence (beta and sigma convergence) in new EU Member States towards the Euro area (EU-12). The theoretical part of the paper consists of a brief overview of methods that are employed for analyses of the process of price convergence. Both main concepts – sigma and beta convergence are covered including various tests that are described in greater detail. The empirical part of the paper is focused on testing hypotheses of sigma and beta convergence using macroeconomic data (comparative price levels for GDP) for twelve new EU Member States in the period 1995–2008. Various econometrical methods (OLS, 2SLS, and two dynamic methods) are utilised in order to deal with problems associated with this particular type of analyses. Our results show that both hypotheses (sigma and beta price convergence) do hold for the new EU Member States. The estimated time to close a half of the remaining gap of comparative price levels towards the Euro area average for the group consisting of all new EU Member States (NMS12) is estimated to be approximately 9.6 years, for the group of more advanced countries (NMS5) is approximately 7.1 years.

Keywords

beta and sigma convergence, comparative price level, new EU Member States, international comparisons

JEL Classification

E31, F15, P22