



WORKING PAPER č. 04/2009

# **Cenová konvergence České republiky a nových členských zemí EU k eurozóně**

Václav Žďárek

Listopad 2009



Centrum výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky  
Research Centre for Competitiveness of Czech Economy

---

Řada studií Working Papers Centra výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky je vydávána s podporou projektu MŠMT výzkumná centra 1M0524.

ISSN 1801-4496

---

Vedoucí: prof. Ing. Antonín Slaný, CSc., Lipová 41a, 602 00 Brno,  
e-mail: [slany@econ.muni.cz](mailto:slany@econ.muni.cz), tel.: +420 549491111



# PRICE CONVERGENCE OF THE CZECH REPUBLIC AND THE NEW EU MEMBER STATES TOWARDS THE EURO AREA

## *Abstract:*

The main goal of this paper is to shed light on some theoretical issues associated with the process of price convergence that may be relevant in case of the new EU Member States and then to test some of them. Firstly, the issue of price arbitrage and the law of one price are analysed. Secondly, problems related to data sources - quality of underlying data with special attention paid to some aspects such as reliability, affordability, coverage, etc. – that are usually used for testing and analysing the process of price convergence. The theoretical part of the paper is closed with an overview of methods, which 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. Empirical part of the paper is focused on testing hypotheses of sigma and beta convergence using macroeconomic data (CPL for GDP) for the EU new Member States in the period of 15 years (1995–2008). Various econometrical methods (OLS, 2SLS, and selected dynamic methods) are employed in order to deal with problems associated with this particular kind of analysis. Results show that both hypotheses (sigma and beta price convergence) do hold for the new EU Member States. The estimated time to close the half of the remaining gap for the group consisting of all new EU Member States (NMS12) is estimated to be around 4.6 years, for the group of more advanced countries (NMS5) around 4.1 years.

## *Abstrakt:*

Studie je zaměřena na vybrané problémy, které souvisí s procesem cenové konvergence, jež mohou být relevantní pro nové členské země EU. Nejprve je rozebrána otázka cenové arbitráže a zákon jediné ceny. V druhém kroku jsou analyzovány údaje používané pro empirické ověření cenové konvergence (kvalita používaných dat se specifickou pozorností věnovanou aspektům jako je spolehlivost, dostupnost, pokrytí apod.). Teoretická část studie je zakončena přehledem metod používaných k ověření průběhu procesu cenové (nominální) konvergence. Jsou zmíněny oba základní koncepty – beta a sigma konvergence, a to včetně různých testů používaných při jejich analýze. Empirická část studie je zaměřena na testování hypotézy sigma a beta konvergence v nových členských zemích EU na makroekonomických datech (srovnatelná cenová úroveň pro HDP) za 15 uplynulých let (1995–2008). Jsou použity různé ekonometrické



metody (OLS, 2SLS a dynamické metody), aby bylo možné řešit problémy spojené s touto specifickou problematikou. Výsledky potvrzují, že obě hypotézy pro sledované země a uvedené časové období platí. Odhadnutá rychlost snížení stávající mezery v cenové úrovni činí 4,6 let pro skupinu všech nových členských zemí (NMS12), v případě vyspělých zemí (NMS5) 4,1 let.

Recenzovali:

Doc. Ing. Luboš Komárek, Ph.D., MBA, MSc., ČNB Praha, EkF VŠB-TU Ostrava, KMTP FFÚ VŠE Praha

PhDr. Roman Horváth, Ph.D., ČNB Praha, IES FSV UK Praha

# 1. ÚVOD

Rozšíření Evropské unie o nové členské země (NMS)<sup>1</sup> představovalo dosažení určitého stupně v rámci integračního procesu. Dalším logickým krokem, který následuje, je skutečnost, že se česká ekonomika spolu s dalšími novými členskými státy připravuje na přijetí jednotné evropské měny. V tomto případě však existují maastrichtská konvergenční kritéria zaměřená na vybrané ukazatele charakterizující proces nominální konvergence ekonomiky. Jako problémová se ukazují kritéria nominální konvergence v některých oblastech (zejména ta vztahující se k fiskální politice, vývoji měnového kurzu a míře inflace). Velmi důležitou roli v případě posledně uvedeného kritéria hraje sladěnost domácí cenové a ekonomické úrovně, protože obě tyto veličiny výrazně determinují i další konvergenční kritéria a ekonomické prostředí.

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.<sup>2</sup> Na straně druhé pokračující proces evropské integrace a především odstranění tarifních a netarifních bariér ještě před vstupem do EU, resp. rozmanitých bariér pro vstup konkurence z jiných zemí na národní trhy po vstupu do EU díky procesu otevírání trhů by mohly posílit proces odbourávání cenových rozdílů (např. snížení rizik, zvýšení konkurence). Tato skutečnost by se tedy následně měla odrazit i v empirických údajích o cenových úrovních.

Reálná a nominální konvergence je ovlivněna nejen řadou faktorů, které jsou spojené jak s domácí ekonomikou (viz Čihák, Holub, 2005; Ěgert, 2007; Horváth, Koprnická, 2008; Ždárek, 2008), tak s externími vlivy jako byl již uvedený vstup země do Evropské unie, případně 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 (catching-up) zemích Evropské unie (viz ECB, 1999; Faber a Stockman, 2007; Dregel et al, 2007), a to především pro tzv. obchodovatelné statky. Pro statky, které jsou ovlivněny národním zdaněním a regulací, rozmanitými bariérami omezujícími jejich směnu (neobchodovatelné statky), je situace podstatně komplikovanější. Na straně druhé existují studie, které

---

<sup>1</sup> 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; NMS12 zahrnuje všechny nové členské země včetně Bulharska a Rumunska.

<sup>2</sup> Poslední studie spíše hovoří o malém významu tohoto faktu pro měnovou politiku ECB (viz studie Fendela a Frenkela, 2009).

nepotvrzují hypotézu konvergence cen, a to ani pro (vybrané) statky obchodovatelné (např. Lutz, 2003, 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 oficiální publikace Evropské unie (např. EC, 2006) obsahuje výčet problémů a naznačuje prostor pro další proces cenové konvergence.

Ekonomická integrace, která probíhá v rámci Evropské unie, představuje jeden významný faktor, jenž může podpořit nominální konvergenci např. odbouráváním bariér pro nákupy statků dlouhodobé spotřeby. Na straně druhé existuje hypotéza (uvedená v textu Baldwina, viz Baldwin, 2006) vysvětlující nárůst vnitřního obchodu EU (vnitroblokového obchodu), který však může působit proti cenové konvergenci a naopak přispívat k vyšší diverzitě cenových úrovní. Pokud by např. 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 prostředí s jedinou měnou, tj. měnové unie).

Cenová konvergence může být analyzována pomocí různých ukazatelů založených na odlišných údajích. Může tedy být provedena jako analýza vývoje individuálních cen, cenových relací nebo cenových úrovní, může být uskutečněna s využitím údajů vztahujících se k celkové (agregátní) úrovni nebo s využitím dekompozice, tj. na základě dat za nižší úrovně (např. ceny vybraných statků a služeb). Agregátní přístup je zpravidla výchozím bodem případné analýzy, který umožňuje získat celkový přehled o situaci a vývoji. Je však spojen s řadou problémů vztahujících se jak k problémům samotné agregace dílčích údajů, tak agregátů jako takových. Proto je více než vhodné tento celkový pohled doplnit o další dílčí údaje (např. analyzující ceny automobilů, vybrané druhy potravin nebo spotřebního zboží). Tomu odpovídají i nejnovější trendy ve výzkumu zaměřeném na problematiku konvergence, které lze charakterizovat (např. viz Egger et al., 2008) takto: (a) jsou používána data z mikroekonomické nebo mezoekonomické úrovně a (b) jsou aplikovány statické i dynamické ekonometrické metody vhodné pro panelová data (integrovaných, resp. transformovaných časových řad).

Ve srovnání s ostatními studiemi na toto téma z poslední doby využívající dílčí data (z databáze EIU City Data, viz např. Wolszczak-Derlacz, 2008a), je možné za hlavní přínosy v tomto článku lze považovat: první v podobě shrnutí jednotlivých přístupů k ověřování procesu cenové konvergence, porovnání jednotlivých zdrojů údajů, jež k tomuto účelu mohou sloužit. Druhý přínos spočívá provedení testů hypotézy beta a sigma konvergence pro všechny nové členské země EU (jak z rozšíření v roce 2004, tak v roce 2007) na základě dat o

cenových úrovních publikovaných EUROSTATem (CPL) pro relativně dlouhé období 1995–2008 s použitím různých ekonometrických metod a odlišných specifikací a testů, a to včetně odhadu dopadu vstupu do EU v případě sigma konvergence.

Následující text je strukturován takto: v první části jsou popsány teoretické problémy, které souvisí se srovnáváním cenových úrovní a je doplněn přehled literatury věnující se tématu nominální konvergence. Následně jsou rozebrány vybrané celkové a dílčí ukazatele, které lze použít pro testování cenové konvergence, jsou uvedeny vybrané charakteristiky konvergenčního procesu a rozebrány některé dílčí vlivy, které na něj působí. Třetí část se věnuje dvěma teoretickým konceptům měření cenové konvergence (zejména tzv. konceptu beta a sigma konvergence) a dalším navazujícím ukazatelům, které lze v analýze využít. Čtvrtá část za pomoci různých metod empiricky ověřuje platnosti 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 shrnuje hlavní poznatky studie a uvádí možné náměty pro další výzkum v této oblasti.

## 2. CENOVÁ KONVERGENCE A VYBRANÉ TEORETICKÉ PROBLÉMY

V soudobé literatuře existuje velké množství studií, které se věnují cenové (nominální) konvergenci, tj. změnám agregátní cenové úrovně, resp. dílčích cenových úrovní, problematice inflace a inflačních diferencíálů a hledání determinant, které ji ovlivňují. Především je tato problematika analyzována v souvislosti s existencí měnové unie, a to zejména eurozóny, testováním zákona jediné ceny, parity kupních sil, resp. v souvislosti s maastrichtskými konvergenčními kritérii (přehled vybraných studií a jejich závěrů např. viz Égert, 2007; Žďárek, 2008).

Budování společné Evropy je neodmyslitelně spojeno s myšlenkou volného pohybu statků a služeb, tj. s ideou společného trhu, resp. domácího (vnitřního) trhu (viz Feenstra a Taylor, 2008). Takovýto trh by měl vykazovat jisté charakteristiky, mezi jinými tendenci ke zmenšování, resp. odbourávání cenových rozdílů mezi jednotlivými zúčastněnými zeměmi (synchronizaci). Těžko však lze předpokládat, že na trhu bude existovat pouze jedna jediná cena pro danou komoditu, jak postuluje zákon jediné ceny (*Law of One Price – LOP*). Pokud bychom v této souvislosti spoléhali pouze na definici neoklasické ekonomie (např. na tu uvedenou v klasickém díle A. Marshalla z roku 1920), poté by byla existence rozdílů chápána jako odraz nefunkčnosti trhu, resp. znak, že není dostatečně (úplně) integrován.

Avšak ani obecnější definice, která neuvažuje pouze jednu komoditu, vytvořená prostým předpokladem platnosti LOP pro více než jednu komoditu, teorie parity kupní síly (*Purchasing Power Parity – PPP*) není platná za všech okolností, ale jen za přesně vymezených podmínek: dokonalá konkurence, nulové transakční náklady,<sup>3</sup> neexistence obchodní bariér. V reálném ekonomickém prostředí však tyto podmínky, a to ani limitně, splněny nejsou. Náklady, které je nutno vynaložit na prodej shodné komodity v odlišných geografických lokalitách, mohou být obecně označeny za tzv. náklady arbitráže. Tyto náklady (Feenstra a Taylor, 2008, používají pojem *mezinárodní obchodní náklady*) jsou tvořeny:

- a) **přímými náklady** vyvolanými dopravou dané komodity na daný trh;
- b) **nepřímými náklady**, které souvisí s existencí různých tarifních a netarifních bariér (uvalených na komodity v mezinárodním

---

<sup>3</sup> Používáme obecnější pojem, abychom zdůraznili, že nejde jen o náklady spojené s dopravou samou, ale i pojištění, atd., které jsou podstatnou součástí tohoto typu nákladů. Blíže k problematice LOP, absolutní a elativní verze PPP a problémům spojeným s jejich odhadu viz Sarno a Taylor (2002) nebo přehledový článek Rogoffa (1996).



obchodu, avšak nikoliv na komodity v rámci dané země), pojištěním, jazykovými bariérami (nutnost existence dokumentace v národním jazyce), kurzovými náklady, informačními náklady);

- c) **mezinárodními distribučními náklady**, které jsou ovlivněny dopravními náklady v rámci dané země (od dovozce/vývozce k prodejci/kupujícímu), tj. stupněm konkurence atd.<sup>4</sup>

Případné cenové rozdíly jsou však limitovány procesem arbitráže, který zabraňuje vzniku prohibitivních cen na jednotlivých trzích. Cenové rozdíly jsou tedy tak výrazné, jak vysoké jsou náklady na uskutečnění arbitrážního obchodu mezi příslušnými lokalitami.<sup>5</sup>

Pokud budeme uvažovat arbitrážní náklady, můžeme odlišně vymežit podmínku pro modifikovaný LOP (např. viz Wolszczak-Derlacz, 2008a) jako situaci, kdy shodná komodita je prodávána ve dvou odlišných lokalitách za ceny, jejichž rozdíl je nižší nebo nejvýše roven arbitrážním nákladům (AN):

$$p_i^D - p_i^F \cdot e_{D/F} \leq AN, \quad (1)$$

kde  $p_i^D$  je cena individuální komodity  $i$  v ekonomice  $D$  v měně této ekonomiky,  $p_i^F$  je cena téže komodity v ekonomice  $F$  v měně této ekonomiky a  $e_{D/F}$  je aktuální (promptní) směnný kurz mezi oběma ekonomikami.

Existují-li cenové rozdíly, lze předpokládat, že některé faktory a ekonomické (či mimoekonomické) procesy mohou vést k prostorové konvergenci cen. Za jeden z hlavních faktorů může být označen proces integrace trhu, neboť tento proces by měl vést k odstraňování cenových rozdílů. Je však otázkou, je-li možné chápat existenci

---

<sup>4</sup> Odhady těchto nákladů jsou velmi odlišné a mohou být v řádech procent, až stovek procent, a to především v případě transformujících se nebo rozvíjejících se ekonomik. Feenstra a Taylor (2008) uvádějí příklad transportních nákladů ze Spojených států, které se pohybují mezi 14 % (elektronika) po 216 % (dámské oblečení). Dalšími vlivy mohou být mimoekonomické důvody, jako jsou odlišné preference (efekt módy, snobský efekt atd.), resp. důvody, které jsou uváděny v souvislosti s tzv. behaviorální ekonomikou.

Důležitá je rovněž ta skutečnost, že dílčí náklady se nikoliv přičítají, ale multiplikují s původní cenou, tj. pokud dopravní náklady činí 7 % a ostatní náklady 21 %, nejsou výsledné náklady arbitráže rovny 28 %, ale 29,5 % ( $1,07 \cdot 1,21 = 1,295$ ).

<sup>5</sup> Teoreticky se vždy uvažují nejnižší arbitrážní náklady, které jsou spojené s vyšší cenou v jakékoliv jiné lokalitě.

cenových rozdílů jako veličinu ukazující stupeň integrace daného trhu, jak je tomu v případě některých studií (viz např. Allington et al., 2005).<sup>6</sup>

Přestože si lze jen obtížně představit situaci, kdy by ceny mezi státy EU byly zcela vyrovnány, je zajímavé sledovat a analyzovat dynamiku synchronizace individuálních cen. I když je k dispozici celá řada empirických studií (např. Allington et al., 2005; Souvilla-Rivero, Gil-Pareja, 2004; Rogers, 2002; Lutz, 2004; Faber, Stockman, 2007; Dregel et al, 2007), jednotlivé texty se liší v závislosti na délce sledovaného období, vzorku zemí použitých ve studii, typu analyzovaných komodit a především využití metodologii a ekonometrických metodách. Tím sice nejsou jednotlivé výsledky přímo vzájemně srovnatelné, ukazují však na tendence ve vývoji. Velmi zajímavým problémem je snižování rozdílů mezi cenami, které nemá oporu ani v teoretických modelech, ani v pozorované volatilitě měnových kurzů, a představuje jednu ze záhad moderní mezinárodní ekonomie.

Shrneme-li, v realitě pozorované rozdíly lze připsat některým společným faktorům, které byly identifikovány (viz Wolczszak-Derlacz, 2008):

- a) absolutní verze LOP neplatí ani v rámci jedné země, ani mezi zeměmi – kde navíc působí tzv. efekt hranice (viz např. Engel, Rogers, 1996; Asplund et al., 2003);
- b) cenové rozdíly jsou výraznější v případě tzv. neobchodovatelných statků a služeb (viz např. Crucini, Shintani, 2006);
- c) i když LOP neplatí pro žádné časové období, existují tendence tlačící ceny směrem k této úrovni (tzv. *mean reversion*);
- d) i když můžeme vysvětlit cenové diferenciály na základě faktorů, které se týkají produktů nebo zemí, stále přetrvávají relativně vysoké nevysvětlené rozdíly (viz např. Lutz, 2004).

## 2.1. Přehled studií věnujících se cenové konvergenci

Základní používané vstupy sloužící pro hodnocení vývoje cen jsou buď v podobě jednotlivých (individuálních cen) nebo různě agregovaných cenových indexů sledujících vývoj cen statků a služeb (komodit). Jednou ze základních studií, která se zaměřila na problematiku LOP,<sup>7</sup> byla např. práce Isarda (1977). Ta porovnávala americký a německý trh a

---

<sup>6</sup> Např. Wolczszak-Derlacz (2008) upozorňuje, že tato implikace není zcela bezproblémová. Diskuse této problematiky je k nalezení např. v práci Barretta a Liha (2002).

<sup>7</sup> Funke a Koste (2008) uvádějí výčet prvotních studií věnovaných jak problematice PPP, tak LOP.

využila k tomu velkoobchodní a exportní ceny pro skupiny průmyslových komodit (průmyslové chemikálie nebo výrobky ze skla) a dále analyzovala ceny pro individuální položky (např. kancelářské kalkulátory nebo vysokozdvížné vozíky), kde však již byl problém se srovnatelností, protože dané komodity nebyly blízké substituty. Studie došla k závěru, že zákon jedné ceny neplatí, resp. vzhledem k podstatným odlišnostem mezi jednotlivými produkty nelze LOP pomocí těchto údajů empiricky testovat. Obdobné závěry byly nalezeny i ve studii Richardsona (1978), který pro testování použil vysoce desagregovaná data (měsíční údaje v 4 až 7 místném členění podle mezinárodní klasifikace SIC – např. cement nebo žvýkačky – za období let 1965–1974 pro USA a Kanadu). Velký vzestup zájmu o tuto problematiku nastává koncem 80. a začátkem 90. let minulého století, a to vlivem nové vlny integračních procesů, které se odehrávaly na různých místech světa a především v integrující se Evropě.

Pokud jde o cenové indexy, které byly využívány, zpočátku byly sledovány individuální ceny statků (a služeb), resp. indexy pro skupiny určitých komodit a v neposlední řadě i indexy složené nebo indexy souhrnné (jako je index např. spotřebitelských cen – CPI nebo harmonizovaný index spotřebitelských cen – HICP).<sup>8</sup> Velmi často se pro jednoduchost a názornost používají různé aproximace založené na ceně jedné (individuální) komodity, která je dostupná v řadě zemí světa. Tak je tomu např. v případě indexu srovnávajícího ceny hamburgerů ve světě – tzv. *Big Mac* index (viz Lutz, 2003; Haskel a Wolf, 2000) nebo index časopisu *The Economist* (viz Lutz, 2003; Ghosh a Wolf, 1994), index cen kávy Starbucks (Starbucks index – viz Economist, 2004) atd. Mezi další patří indexy sledující ceny určitých komodit např. automobilů jakožto statků, které jsou obchodovatelné a jejichž ceny se snadno porovnávají, protože jde na první pohled o identické produkty.<sup>9</sup> Problémem tohoto srovnání je však fakt, že trh samotný je vysoce diverzifikovaný a segmentovaný díky existenci řady restrikcí jako jsou doprovodné nabízené služby, národní standardy a předpisy, distribuční kanály (viz Lutz, 2003, 2004; Goldberg a Verboven, 2001, 2004; Gil-Pareja, Sosvilla-Rivero, 2008), a to i přes snahu EU (Evropské komise) o omezení národních monopolů

---

<sup>8</sup> Složené indexy jsou využívány pro sledování vývoje cen shodné komodity v prostorové dimenzi (např. prodejny v jednotlivých státech EU bez přímé vazby k jinému státu). Naproti tomu indexy souhrnné jsou určeny ke sledování jistého koše cen statků a služeb (věcné dimenze), a to jak v dané zemi, tak v různých zemích (prostorová dimenze).

<sup>9</sup> Problémem je ale např. i prostá srovnatelnost modelů v čase, protože pokud dojde ke změně automobilu (tzv. facelift), i přes zachování původního názvu jde o statek s odlišnými vlastnostmi a může tedy být odlišně hodnocen spotřebiteli.

v případě tohoto statku.<sup>10</sup> Dalším příkladem může být kolekce produktů švédské společnosti IKEA, analyzovaná v článku Haskela a Wolfa (1999). Tato studie analyzovala katalogové ceny 119 produktů, které tato společnost prodávala v 25 zemích světa v letech 1995–1998.<sup>11</sup> (Hypotéza LOP byla jednoznačně zamítnuta a po přepočtu do společné měny se medián odchylek relativních cen pohyboval mezi 20–50 %.) Dalším příkladem může být studie Asplunda a Friberga (2001). Autoři se zaměřili na katalogové ceny v duty-free obchodech na trajektech mezi Švédskem a Finskem v období 1975–1998. Rozdíly v cenách shodných produktů v různých měnách vedly autory k domněnce, že nominální rigidity jsou důležitým faktorem, který může vysvětlit odchylky od LOP.<sup>12</sup> Studie Froota et al. (2001) se zaměřila na vybrané základní komodity jako je pšenice, máslo, uhlí a odhadovala vývoj ve velmi dlouhém časovém období.

Často je využívána i databáze údajů the Economist Intelligence Unit (EIU) za 15 hlavních měst v Evropě. Jednotlivé studie se liší počtem analyzovaných položek, resp. stupněm agregace (desagregace) a členěním komodit na obchodovatelné a neobchodovatelné (viz např. Rogers, 2007; Engel a Rogers, 2004; Crucini a Shintani, 2006; Faber a Stockman, 2007; Wolszczak-Derlasz, 2008). Poslední studie analyzují velký počet individuálních položek a velké množství zemí různé ekonomické úrovně. Např. Crucini et al. (2005) pracoval s 1800 komoditami, mnohem skromnější studie Cruciniho a Shinagihho (2006) jen s 270 komoditami.<sup>13</sup>

Pokud se zaměříme na studie využívající makroekonomické údaje, tak např. studie Dregera et al. (2007) zkoumala dopady rozšíření EU a její vliv na cenovou konvergenci. Využity byly údaje o CPL za období

---

<sup>10</sup> Známé jsou případy kupujících v Itálii, kteří svá (mnohem levnější) auta importovali do Německa a tam jim nebyla uznávána zákonná záruční či servisní garance (např. viz Baldwin a Wyplosz, 2006).

<sup>11</sup> Z celkového množství 12 000 produktů vybrali autoři šest skupin produktů, které pokrývaly různé transportní možnosti, průměrné ceny a vykazovaly odlišný design. Do zkoumání zahrnuli vybrané země z EU (11 států), dále ČR, Maďarsko, Polsko, Slovensko, Norsko, Švýcarsko a mimoevropské země USA, Kanadu, Hongkong, Malajsko, Singapur a Spojené arabské emiráty, Pouze údaje za čtyři země světa nebyly autorům dostupné (Čína, Island, Saudská Arábie a Tchaj-wan).

<sup>12</sup> Jiným příkladem může být studie Neva (2001), která se zaměřila na ceny specifických potravin (snídaňových cereálií); byla však omezena pouze na obchody v USA.

<sup>13</sup> Šlo o 270 různých komodit v 63 zemích a 258 různých zboží z 13 hlavních amerických měst v období 1990–2000. Analyzovanými skupinami zemí byly: svět, OECD, nejméně vyspělé země (LDC) a USA. Např. za ČR (chápané ještě za zemi nepatřící do skupiny zemí OECD) bylo sledováno 188 komodit v Praze, za Maďarsko byla zastoupena Budapešť s 255 komoditami, za Rumunsko (Bukurešť) s 1 komoditou a dále ještě Bělehrad (Srbsko a Černá Hora) se 105 komoditami (viz *op. cit.*, tab. 1).

1999–2004 (2005). 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) zkoumala 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.

Studie Wolszczakové-Derlaczové (2006), resp. s dílčími změnami studie téže autorky z roku 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 koší (HICP) pro období od ledna 1995 do března 2005 (měsíční údaje) 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 snížení mezery na polovinu 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 mohou být ovlivněny kurzovými režimy měn těchto zemí, které byly v daném období převážně v podobě managed float. Standardní doba rychlosti konvergence určená v minulosti byla v rozmezí 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).

Bergin a Glick (2007) využili údaje pro 101 obchodovatelných a 30 neobchodovatelných komodit z databáze the EIU City Data pro období 1990–2005 (70 zemí světa a 108 měst). V empirické analýze (střední čtvercové odchylky cen, MSE) byly využity tradiční proměnné jako vzdálenost, hranice, společný jazyk, tarifní bariéry, volatilita měnového

kurzu a dále též proměnné vázané k vlivu případné měnové krize, účasti v měnové unii. Pro celé období bylo nalezeno, že došlo ke snížení rozptylu cen. Pokud však bylo období rozděleno na dvě dílčí období (1990–1997 a 1997–2005) byl v prvním nalezen pokles, ale ve druhém období růst cenových odchylek. Vývoj rozptylu cen v celém sledovaném období mel tedy stylizovanou podobu písmene U, avšak pro případ skupiny vyspělých zemí došlo v celém sledovaném období k poklesu cenového rozptýlení.

Schwarz (2009) analyzoval vývoj cenového rozptýlení (sigma konvergenci) s využitím *EIU CityData* v letech 1990–2009, a to pomocí tradičního ukazatele – směrodatné odchylky – rovněž pomocí absolutní čtvercové chyby. Využit byl koncept podnikatelské aktivity, který by měl odstranit existující rozdíly v cenách mezi jednotlivými městy, pokud jsou zohledněny ostatní tradiční faktory ovlivňující cenové rozdíly. Důležitá proto může být role institucí (institucionální kvalita) ovlivňující atraktivnost existujících cenových rozdílů, tj. podnětů k cenové konvergenci. Vedle tradičních proměnných (vliv hranice) využil i proměnné aproximující institucionální kvalitu (Worldwide Governance Indicators, WGI) v jednotlivých evropských zemích. Při začlenění kvality institucí do regresního vztahu společně se vzdáleností a hustotou obyvatel v městech (proxy pro konkurenční prostředí), byly všechny tři proměnné 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 (a jejich hlavní města – Budapešť, Prahu a Varšavu). 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 a otázka volby cenového indexu**

Chceme-li analyzovat nižší (desagregované) cenové úrovně, musíme se rozhodnout, jaké údaje pro tento účel využijeme. Pro analýzu dílčích cenových úrovní je možné využít komerční databáze, které jsou k dispozici (např. databázi EIU) anebo podrobné údaje za jednotlivé reprezentanty např. z Evropského srovnávacího projektu (ECP). Tyto údaje jsou zpravidla publikovány v jisté minimální úrovni agregace a údaje za individuální reprezentanty jsou často neveřejné (mimo jiné z níže uvedených důvodů), což může případnou analýzu komplikovat.

Poslední velmi často používanou metodou je srovnávání cen určitého produktu ve vybraných zemích nebo cen vybraných společností (např. ceny nových automobilů v EU sledované Evropskou komisí, ceny vybraných komodit sledovaných společností The Economist – *EIU*, ceny statků nabízených společností IKEA). Alternativní možností je využití agregovaných dat, která jsou k dispozici např. v rámci publikací (nebo databází údajů) vydávaných OECD nebo EUROSTATem.

#### **Box 1 Příklad zkreslení**

Odlišnosti vývoje individuálních agregátních indexů můžeme ilustrovat pomocí jednoduchého příkladu (viz Wolszczak-Derlacz, 2008). Uvažujme dvě země D a H a dva produkty 1 a 2. Produkt 1 má cenu 15 jednotek (např. eur) v D a 20 jednotek (v eurech) v zemi H. Produkt 2 má cenu 20 jednotek v zemi D a 15 jednotek v zemi H. Vypočteme-li průměrnou cenovou hladinu pro danou ekonomiku, tak při shodných vahách obou produktů jsou v průměru cenové hladiny shodné v obou zemích (shodná váha fiktivních spotřebních košů = 35 jednotek, tj.  $35/2$ ). Na základě tohoto výpočtu však nemůžeme odvozovat, že mezi zeměmi neexistují cenové odchylky. Tím je odhalen problém, který souvisí s používáním cenových indexů, jako je CPI nebo HICP v případě mezinárodních cenových srovnání. Pokud využijeme údajů z výše zmíněné studie Cruciniho et al. (2005), tak ta uvádí, že dílčí (mikroekonomické) údaje jsou důležité např. i z toho důvodu, že index vyloučí (prostorovou, cross-section) variabilitu pozorovatelnou v původních údajích za jednotlivé reprezentanty. V této souvislosti se hovoří o agregačním zkreslení (aggregation bias), které může např. ovlivnit odhad rychlosti přizpůsobení reálného měnového kurzu, jestliže jsou rychlosti odlišné pro jednotlivé individuální komodity (viz Chen a Engel, 2005). Pokud jde o odhad dopadů, nejsou závěry empirických studií jednoznačné. Např. již zmíněná studie Chena a Engela (2005) srovnala výsledky pro agregované údaje (CPI založené na shodně vážených prostorových cenových údajích) a individuální údaje o cenách a výsledky se při správném způsobu odhadu příliš neliší. Naopak Crucini a Shintani (2006) zjistili, že agregace základních údajů zvýší persistenci LOP od 0,5 do 1,5 roku, což je pod úroveň získanou z agregovaných CPI dat.

Pokud jde o jednotlivé ceny, resp. cenové indexy, které jsou srovnávány, existují v literatuře dva hlavní směry. První směr zdůrazňuje např. Engel a Rogers (2004), že cenové indexy (aniž známe individuální ceny komodit) nemohou být jednoduše srovnávány mezi zeměmi a tedy zjišťovány cenové rozdíly, resp. není možné analyzovat, zda došlo k nesplnění podmínek plynoucích z LOP. Druhý směr (viz např. Allington et al., 2005) více zdůrazňuje praktické výhody spojené s agregovanými cenovými indexy, tj. skutečnost, že jsou snadno dostupné a jsou k dispozici i za relativně dlouhá časová období.<sup>14</sup> Musíme si však uvědomit, že vypovídací schopnost ceny jedné komodity nebo malé skupiny komodit je nižší než v případě

<sup>14</sup> Obecněji bychom mohli hovořit o problémech souvisejících s makroekonomickými studii – tzv. *aggregation bias* a *indentification bias* (viz dále).

indexu, a proto lze jen těžko na jejich základě implikovat závěry pro cenovou konvergenci na celém trhu (viz box 1). Rovněž cenové indexy jsou zatíženy celou řadou problémů, které souvisí s metodologií jejich zjišťování a výpočtu (např. v druhé polovině 90. let minulého století hodně zmiňovaný problém tzv. inflační výchylky, *inflation bias*).

Přehledová studie Dregera et al. (2007) uvádí hlavní problémy spojené s používáním agregovaných údajů o cenových úrovních: (a) agregační problémy (možná zkreslení spojená s agregací) nebo (b) obecné problémy spojené s mezinárodními (prostorovými) srovnáními. Konvergence agregátních cenových ukazatelů totiž ještě nemusí implikovat konvergenci jednotlivých cen a tohoto faktu si při interpretaci údajů musíme být dobře vědomi. Pokud totiž ceny všech dílčích komodit v daném agregátu vykazují konvergenci, konvergenci vykáže i jejich agregovaná hodnota. Pokud však část cen komodit diverguje a část cen konverguje, je výsledný dopad na cenový agregát nejasný a záleží na vahách příslušných divergujících a konvergujících cen jednotlivých komodit obsažených v agregátu, resp. konvergence cenového agregátu může nastat i jen z prostého důvodu agregace.

Dynamika cenového ukazatele je rovněž ovlivněna dílčími agregovanými hodnotami, které se však mohou měnit i díky změnám vah v dané a referenční zemi. Váhy by teoreticky měly zůstat po jisté období konstantní, v případě nových členských zemí EU je však tento předpoklad velmi relativizován změnami struktury spotřeby, a proto změny cen a vah mohou vést ke konvergenci nebo divergenci daného agregátu.<sup>15</sup> Dílčí komodity jsou rovněž vystaveny jinému problému, který souvisí s jejich volbou při kalkulaci agregátu (podrobněji viz EUROSTAT, 2006). Základní položky musí mít charakteristiky, které jsou srovnatelné i mezi velmi odlišnými zeměmi (především srovnatelnost a reprezentativnost), a proto pro ně existují individuální ceny na dílčích trzích. Velmi často tomu tak není a poté je ponechána volba příslušné položky na národním statistickém úřadu a dochází k úpravám cen tak, aby byla zajištěna vzájemná srovnatelnost.<sup>16</sup> Pokud je tento problém častým případem, zvyšuje se pravděpodobnost podhodnocení cenové úrovně v zemích s nízkým důchodem per capita, a to z důvodu preference komodit s nižší kvalitou a nižší cenou.<sup>17</sup>

---

<sup>15</sup> Tento faktor byl relevantní především během 90. let minulého století, kdy docházelo k výrazným změnám spotřebních zvyklostí. V současnosti lze považovat tyto zvyklosti do jisté míry za ustálené a změny již nejsou tak výrazné (odpovídající zemím západní Evropy).

<sup>16</sup> Zde se však mohou projevit další vlivy související s národními preferencemi, důrazem na módní trendy, nedokonalou konkurencí panující na trzích zemí s nižším důchodem per capita apod.

<sup>17</sup> Nedá se však v této souvislosti hovořit o jisté tendenci, protože nové členské země EU v řadě oblastí dosáhly úrovně některých starých členských zemí a



Analýza dílčích komodit (základních položek) tak představuje reakci na výše uvedené problémy, neboť dílčí cenové relace určené na jejich základě, jsou robustní vůči možným zkreslením plynoucím ze změn vah (spotřebních zvyklostí) apod., a umožňuje rovněž analyzovat konkurenci na trzích srovnávaných zemí. Zde se však v souvislosti s metodami výpočtu cenových úrovní objevuje nový problém a tím je měnový kurz. Ten je totiž (pokud abstrahujeme od zásahů měnových autorit) vytvářen trhem a jeho očekáváními a reflektuje nikoliv dílčí položky, ale celkové agregáty. Proto se jeho použitím pro kalkulaci dílčích cenových úrovní vytváří zkreslení, které však není možné přesně odhadnout.

Každá z variant je tedy spojena s jistými klady a zápory, které zpravidla nejsou ve studiích uváděny, ale které mají významné implikace pro závěry, resp. doporučení, jež jsou na nich založeny (viz výše). V následující části některé aspekty podrobněji rozebereme.

### Mikroekonomické údaje

Mikroekonomická data (údaje) jsou specifická data o cenách, které jsou sledovány např. ve vybraných městech světa (tak, jak je tomu v případě údajů publikovaných bankou UBS, vztažených k hodnotě zjištěné v městě Curych ve Švýcarsku)<sup>18</sup> nebo ceny dílčích statků a služeb v Evropě sledované společností *EIU CityData* nebo již dříve zmíněný index BigMac publikovaný časopisem *The Economist* (viz tabulka 1).<sup>19</sup>

Tabulka č. 1: Individuální cenové index

	UBS	EIU CityData	BigMac	Automobily
Časové pokrytí	1970–2008	1990–2008	1986(7)–2008	1993–2008
Aktualizace údajů	Jednou za tři roky	Pololetně	Ročně	Ročně
Struktura	71 měst (35 evropských)	140 měst, 93 zemí	44 zemí	EU
Pokrytí	122 komodit, 13 subkategorií	167 komodit, 13 subkategorií	1 produkt	100 modelů, 25 kategorií

*Poznámka: podrobné údaje k jednotlivým indexům jsou podle údajů dostupných na začátku roku 2009.*

*Zdroj: vlastní zpracování na základě studií uvedených v textu.*

---

v řadě případů byly národní předpisy přísnější, např. pokud jde o kvalitu produktů než je tomu v současné EU.

<sup>18</sup> Vedle údajů o cenách jsou sledovány i údaje o mzdách 14 profesí (120 různých údajů o mzdách, nákladech práce a pracovní době). V současné době je k dispozici aktualizace za rok 2008 (UBS, 2008). Zajímavý je rovněž fakt, že autoři při srovnání pracují nikoliv jen s průměrem nebo relací k Curychu, ale též mediánem kupní síly pro sledovaná města.

<sup>19</sup> Podrobnější informace o dílčích indexech, jejich složení a časovém a prostorovém vymezení lze najít např. v práci Lutze (2003).

Údaje sledované bankou UBS začaly být publikovány v roce 1971, jsou k dispozici vždy jednou za tři roky, a to za vybraná světová města (většinou hlavní města dané země, což může samozřejmě mít vliv na výsledky). Poslední údaje, které jsou k dispozici, jsou za rok 2006, resp. aktualizace pro rok 2008. Ceny jsou sledovány ve 13 dílčích kategoriích. Počet měst a množství sledovaných položek se postupně v čase zvyšovalo až na současných 71, resp. 122 komodit.

Databáze *EIU CityData* obsahuje roční údaje za obchodovatelné a neobchodovatelné statky (celkem 167 komodit v 13 dílčích kategoriích) sledované od roku 1990 pro vybraná evropská a mimoevropská města. Aktualizace údajů probíhá vždy dvakrát ročně (červen a prosinec). Ceny pro mnoho komodit jsou ceny určovány jako průměr cen dvou obchodních míst (supermarket a místní obchod). V současnosti jsou sledovány údaje o cenách pro 140 měst v 93 zemích světa:<sup>20</sup> v Evropě (41), Severní (20) a Jižní Americe (16), Asii a Pacifiku (40), na Blízkém východě a v Africe (23).

Mezi další možnost lze zařadit údaje Evropské komise (EK), které se však týkají pouze jedné vybrané komodity – automobilů. EK začala od roku 1993 sledovat a každé pololetí publikovat podrobný seznam cen vybraných automobilů (květen, listopad). Ceny byly hrubé, tj. bez případných daní (DPH apod.). Průběžně se měnily modely (což ztěžuje případnou analýzu vývoje cen), zvyšoval se počet pokrývaných zemí (v souvislosti s rozšiřováním EU) a změnila se měna (od roku 1998 v ecu, od 1999 v eurech). Protože se problém cenových diferencí u automobilů postupně vlivem konkurenčního prostředí do jisté míry vyřešil, jsou cenové údaje publikovány pouze jednou ročně (od května 2007).<sup>21</sup>

Mezi další příklad jedné komodity, která je sledována, patří cena hamburgeru BigMac. V tomto případě jde o iniciativu britského časopisu *The Economist*. V praxi šlo nejprve o jednoduchou podobu určení měnového kurzu podle parity kupní síly. Časopisem každoročně (zpravidla kolem poloviny daného roku) publikovaný přehled cen hamburgerů BigMac je označován jako BigMac index (vychází se pouze z jediného obchodovatelného statku – na celém světě srovnatelného hamburgeru BigMac). První verze byla publikována v září roku 1986 pro 15 států světa a následně pro devět zemí v lednu 1987 (tato prvá dvě vydání často bývají spojena a označována za jedno šetření, např. viz Cumby, 1996). Postupně byly přidávány další země a pravidelně začal být žebříček publikován od roku 1988.

---

<sup>20</sup> Některá města jsou pokrývána pouze v určitém období, např. Bratislava jen v červnu, Sofie jen v prosinci.

<sup>21</sup> Ve většině případů byly uvedené ceny automobilů ze všech 27 zemí EU nejvyšší v případě České republiky (viz EC, 2008).

Poslední (úplná) verze žebříčku byla publikována 18. července 2009,<sup>22</sup> a to pro 43 států světa a průměr za země eurozóny. Benchmark pro srovnání tvoří ceny v USA (průměr založený na cenách ze čtyř amerických měst). Počáteční jednoduchá idea (informovat čtenáře a vzdělat veřejnost) se postupem času změnila. Důvodem je skutečnost, že se ukázala silná predikční schopnost tohoto byť omezeného způsobu stanovení paritního kurzu, neboť v tomto indexu měny označené jako *nadhodnocené* postupně v čase depreciovaly, *podhodnocené* měny apreciovaly.

Existují i další obdobné indexy inspirované tímto úspěchem pro další příklady standardizovaných produktů, které jsou prodávány po celém světě, např. pro ceny kávy Starbucks (druh tall latte). Tyto údaje však nejsou tak často analyzovány, resp. používány pro empirické studie věnované cenové konvergenci, a to především z důvodu nižšího geografického pokrytí.

### **Problémy s mikroekonomickými údaji**

Problémem zjednodušeného ukazatele měřícího rozdíly jediné komodity mezi zeměmi je především skutečnost, že vývoj cen odráží do značné míry preference spotřebitelů<sup>23</sup>, které v případě tohoto typu statku – rychlého občerstvení – jsou relativně rozdílné oproti jiným typům jídel nebo obecněji potravin. V některých zemích mohou představovat problém i rozdílné velikosti prodáváných produktů, a to je potřeba při konstrukci tohoto indexu zohlednit (např. BigMac v USA začíná na velikosti, která je ve Francii maximem). Dalším faktorem jsou služby (a další neobchodovatelné komodity), které jsou s touto komoditou spojeny a mohou výslednou cenu výrazně ovlivnit (Balassův-Samuelsonův efekt). Studie Parsleye a Weie (2003) ověřovala význam obchodovatelné, a neobchodovatelné složky (pohybuje se mezi 50 až 60 %) v BigMacu pro 34 zemí. Zatímco obchodovatelná složka vykazala relativně konvergenci, neobchodovatelná nikoliv, a proto nízká konvergence může být připsána právě této skutečnosti.

I v případě výběrových indexů s malým počtem reprezentantů existují komodity, které jsou obtížně srovnatelné (např. cesta vozidlem taxi z letiště do města v rámci databáze EIU CityData) nebo které ztrácejí svůj původní význam (fotoaparát a film do něho, tradiční (klasická) žárovka, apod.). S tímto problémem se makroekonomické indexy snáze vyrovnávají. Ceny pro produkty odrážejí nejen specifika daného

---

<sup>22</sup> Viz The Economist (2009). Ad hoc jsou publikovány hodnoty BigMac, pokud nastane nějaká důležitá skutečnost v případě významné mezinárodní události. Naposledy tomu tak bylo na konci ledna 2009 v souvislosti s měnovými turbulencemi (pohyby britské libry a amerického dolaru).

<sup>23</sup> V případě empirických studií může být tento problém částečně vyřešen, pokud jsou analyzovány údaje za regiony s podobnou strukturou spotřeby některých komodit. Příkladem může být studie Horvátha et al. (2008).

trhu z hlediska spotřebitelů (móda, preference), ale i strategii uplatňovanou danou společnostmi (etablovaná značka, nový trh atd.). Velkým problémem je i skutečnost, že tyto údaje jsou sledovány soukromými společnostmi, a proto je jejich pořízení často spojeno s nemalými finančními náklady.

### **Makroekonomické údaje**

Na straně druhé jsou k dispozici agregované (makroekonomické) údaje za jednotlivá kola mezinárodních šetření objemu a hodnot ICP (International Comparison Project) prezentované např. ve formě Penn World Table (PWT)<sup>24</sup>, viz např. Summers a Heston, 1991). Tyto údaje jsou využívány řadou studií (např. Dreger et al., 2007) a používány nejen pro testování cenové konvergence, ale především pro ověřování platnosti konceptu PPP. V počátcích se tato šetření potýkala s problémy, jako byl nízký počet zúčastněných zemí, velké odstupy mezi jednotlivými koly šetření (viz např. Sarno a Taylor, 2004). Tyto problémy se podařilo postupem času výrazně omezit, např. použitím interpolací pro období mezi jednotlivými koly šetření (které však znamená zanesení nepřesností do dané databáze údajů). Samotné periody šetření byly z původních 5 let zkráceny na 3 roky (i díky pokroku v komunikačních a výpočetních technologiích), došlo k podstatnému rozšíření zemí zapojených do projektu.<sup>25</sup> I přes tyto skutečnosti jsou v současné době stále častěji diskutovány způsoby samotného získávání podkladových údajů (volba reprezentantů), způsoby měření a očišťování případných změn. V neposlední řadě je tomu tak i pro výsledky založené na veřejně dostupných údajích z databáze PWT (viz např. Deaton, Heston, 2008; Feenstra et al., 2009).<sup>26</sup> Díky skutečnosti, že publikace jsou k dispozici v elektronické

---

<sup>24</sup> V současnosti jsou na stránkách *Center for International Comparisons University of Pennsylvania* k dispozici PWT ve verzi 6.3 (od srpna 2009) pro 189 zemí světa za období let 1950–2007 s bazickým rokem 2005 (údaje předchozí verze PWT 6.2 tak byly aktualizovány, rozšířen počet ukazatelů a údaje jsou označeny jako PWT 6.3). V případě řady zemí byla původní tempa růstu revidována a výsledky v PWT 6.3 jsou proto odlišné oproti verzi PWT 6.2 (především pro tranzitivní ekonomiky). Doposud však nejsou zařazeny výsledky kola šetření ICP za rok 2005; mělo by se tak stát na konci roku 2009 (ohlášená verze PWT 7.0).

<sup>25</sup> O vývoji ICP a ECP, problémech a dalších souvislostech pojednává např. práce Žďárka (2006), stručný přehled specifik Mezinárodního (ICP) a Evropského srovnávacího programu (ECP) lze nalézt v práci Eggera et al. (2008), Dregera et al. (2007) nebo Johnsona et al. (2009).

<sup>26</sup> Problematika temp růstu HDP v zemích s nízkou úrovní důchodu per capita a velmi špatnou úrovní statistiky je analyzována v práci Hendersona a Storeygarda a Weila (2009). Tato studie používá řadu tzv. instrumentů (množství světla, vodní srážky atd.), které výrazně ovlivňují chod ekonomik nejchudších států a mohou proto indikovat skutečný ekonomický vývoj. Uvedené metody lze aplikovat např. pro země východní Evropy a počáteční

podobě, je velkou výhodou makroekonomických údajů skutečnost, že uvedené údaje jsou (zcela) zdarma. Pokud o srovnání obou uvažovaných variant je pro přehlednost uvedeno v tabulce 2.

Tabulka č. 2: Individuální vs. celkové cenové indexy

	mikro	makro
Geografické pokrytí	+/-	+
Srovnatelnost	+/-	+
Reprezentativnost	+/-	+
Dostupnost údajů	+/-	+
Náklady na údaje	-	++
Zkreslení (výchyly)	+/-	+

Poznámka: -- špatné, - průměrné, +/- zlepšuje se, + dobré, ++ vynikající.

Zdroj: vlastní zpracování.

Při volbě údajů tedy do velké míry záleží na tom, o jaký typ studie jde, neboť přesné zaměření případného výzkumného záměru determinuje i nároky např. na specifikaci geografické oblasti (státy), reprezentativnost a srovnatelnost. Obecně lze říci, že relativně vyšší frekvence údajů založených na nižším počtu reprezentantů je vykoupena řadou problematických aspektů, které omezují vypovídací schopnost dílčích indexů.

### 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 – ICP), resp. jeho evropské části uskutečněné EUROSTATem a OECD (European Comparison Project – ECP). Tento mezinárodní projekt s dlouhou tradicí umožňuje získat a analyzovat údaje, které lze agregovat v čase a prostoru. Velmi problematickým aspektem je volba komodit, které jsou sledovány (viz výše). Oproti srovnáním, která jsou následně přepočtené za použití (promptního) měnového kurzu, je tato metoda očištěna o fluktuace spojené s jinými než cenovými determinanty, jež vedou k nadhodnocení nebo podhodnocení aktuálního měnového kurzu (blíže viz např. Žďárek (2006, 2007).<sup>27</sup>

---

období ekonomické transformace, kdy standardní ukazatele mohou být zatíženy řadou chyb.

Studie Johnsona et al. (2009) se zaměřila na problémy spojené s variabilitou růstu HDP a konstrukcí mezinárodních cen a parit (PPP). Výsledky této studie ukazují na existenci systematického zkreslení údajů o paritách a tedy i tempech růstu jednotlivých ekonomik, a to jak pro rozvíjející se (v řadě případů velmi výrazné), tak rozvinuté ekonomiky.

<sup>27</sup> CPL pro analýzu cenové konvergence a/nebo LOP využily např. studie HM (2003); Backé et al. (2003); Allington et al. (2005); Nestić (2005); Dreger et al. (2007) nebo Wolszczak-Derlacz (2008, 2008a).

Agregátní srovnatelná cenová úroveň (Comparative Price Level – CPL) je analyzována ve vztahu k vybrané zemi nebo referenčnímu celku. V našem případě jde o úroveň zemí EU-27 (= 100) pro empirické analýzy se též často používá průměr starých členských zemí (EU-15) nebo průměr zemí eurozóny. CPL v roce  $t$  a pro zemi  $i$  je dána vzorcem

$$CPL_t^i = \frac{ER_t^{PPP,i}}{ER_t^i}, \quad (2)$$

kde  $ER_t^{PPP,i}$  je měnový kurz odpovídající paritě kupní síly pro danou zemi,  $ER_t^i$  je běžný (promptní) 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 ve srovnání s průměrem a v případě hodnoty CPL nižší než 100 relativně levnější.

Někdy je v této souvislosti používán i ukazatel ERDI (Exchange Rate Deviation Index), který indikuje odchylku měnového kursu daného paritou od běžného směnného kursu. Hodnota ERDI vyšší než jedna znamená podhodnocení aktuálního měnového kursu vůči kursu paritnímu, hodnota ERDI nižší než jedna jeho nadhodnocení. V realitě je nejčastěji hodnota koeficientu vyšší než 1, v případě transformujících se a dohánějících (catching-up) ekonomik výrazně nad 1. Jen některé země v Evropě, resp. ve světě vykazují hodnotu ERDI nižší než jedna (např. Švýcarsko).<sup>28</sup>

### 2.3. Vlivy působící na cenovou konvergenci – integrační proces

Problémy spojené s cenovým přizpůsobováním jsou ovlivněny velkým množstvím problémů, které se v realitě projevují, a v teoretických modelech jsou buď zanedbány nebo vyloučeny přijetím příslušných předpokladů. Příkladem může být předpoklad identity produkčních funkcí (v případě dokonalé konkurence). Jiným problémem je existence umělých bariér, které omezují cenové přizpůsobování. Ve svém důsledku lze tedy pozorovat rozdíly i pro ceny obchodovatelných komodit, a to i v případech, kdy neexistují umělé překážky nebo jiné bariéry (viz Ravn et al., 2007).<sup>29</sup>

<sup>28</sup> Hodnota pro ČR v roce 1995 byla 2,78 a na základě posledních dostupných údajů (EUROSTAT, 2009, National Accounts) vypočtená hodnota pro rok 2008 je 1,45. Mezi novými členskými zeměmi EU byla nejvyšší hodnota v Bulharsku 4,88 (1996) a nejnižší na Kypru 1,13 (2006).

<sup>29</sup> Pokud bychom uvažovali, že integrační proces povede k redukci cenových odchylek, měla by se tato skutečnost odrazit i v reálných datech. Analýzy

Pokud se zaměříme na integrační proces, tak viditelné překážky obchodu lze ztotožnit s existencí obchodních i neobchodních bariér, které byly v čase výrazně redukovány, a to i díky pokračujícímu procesu evropské integrace. Problémem jsou tzv. neviditelné překážky (viditelné však tvoří podstatnou část), které způsobují vyšší neefektivnost fungování procesu cenové arbitráže mezi zeměmi, a to i v případě zemí měnové unie se společnou měnou (např. jeden z prvních textů, který tento efekt zmiňuje práce Cassela z roku 1922). V této souvislosti se hovoří o tom, že se vyskytuje např. tzv. *iceberg effect* (viz Taylor a Taylor, 2004), *border effect* (viz Engel a Rogers, 1996),<sup>30</sup> resp. *issue of a band* (viz Obsfeld a Taylor, 1997).<sup>31</sup> Tento různě pojmenovaný efekt poté vede k přetrvávajícím rozdílům v cenových úrovních mezi ekonomikami, které se projevují i v údajích agregovaných na úrovni celé ekonomiky.<sup>32</sup>

---

využívající údaje o individuálních cenách (databáze EIU CityData) však naopak našly, že cenové rozptýlení má podobu tvaru písmene „U“, s minimální hodnotou v roce 1997 (viz např. Bergin a Glick, 2007; Enger a Rogers, 2004; Wolszczak-Derlacz, 2008). Bergin a Glick (2007) ověřovali hypotézu spojenou s faktem, že trhy mohou být skutečně více integrovány, ale odlišné země specifické charakteristiky se mohou měnit v čase a negovat tak proces konvergence v čase. Vypovídací schopnost tradičních proměnných (vliv hranic) či vývoj měnového kurzu měly jen malou vysvětlující schopnost. Když však byla přidána cena ropy – jako aproximující veličiny pro dopravní náklady –, její variabilita byla schopna replikovat tvar písmene U pro většinu zemí, přispěla však jen omezenou měrou k vysvětlení tohoto fenoménu např. pro vyspělé země obsažené ve vzorku.

<sup>30</sup> Tito autoři na základě rozboru údajů pro 14 druhů spotřebního zboží ve vybraných městech USA a Kanady zjistili, že obchod přes hranice tvoří překážku zvyšující volatilitu cenových rozdílů ve shodné míře, jako kdyby příslušná komodita musela být na trh dopravována na vzdálenost odpovídající 2 500 až 23 000 mil (tj. přibližně vzdálenost 4 023 až 37 007 km). Problémem řady empirických studií však byla skutečnost, že použitá metodologie pro odhady směřovala skutečný *border effect* a vliv heterogenity v relativní cenové variabilitě mezi zeměmi (blíže viz Gorodnichenko a Tesar, 2006). Blíže je tato problematika diskutována v práci Schwarze (2009).

<sup>31</sup> Samotný pojem *iceberg effect* nebo též často používaný pojem *iceberg transport costs* je odvozen od faktu, že část zboží je znehodnocena během dopravy do místa určení (roztaje jako část plovoucího ledovce) (viz Sarno a Taylor, 2002).

<sup>32</sup> Pro země střední Evropy existuje studie Horvátha et al. (2008), která srovnala spotřebiteli skutečně placené ceny 20 homogenních statků a služeb používané pro výpočet indexu CPI v 56 místech v Maďarsku (20) a Slovensku (36) v období květen 1997 až prosinec 2001. Ceny byly přepočteny na USD pro srovnatelnost. Transportní náklady byly aproximovány geografickou vzdáleností lokalit. Ověřovány byly důvody pro cenové rozdíly v podobě hypotézy spojené s používanou řečí, variabilita nominálního měnového kurzu (nebyly nalezeny jako významné), heterogenita dané země (nebyla příliš významná z hlediska nalezených výsledků).

Alternativní vysvětlení se může opírat o charakteristiku firem a jejich strategií. Integrace evropských trhů do jediného by se měla odrazit i v omezení možnosti stanovovat ceny specifické pro produkty dané firmy (větší konkurence na trzích díky existenci mnoha substitutů) a tím by mělo docházet k rychlejší konvergenci cen, resp. k obnově platnosti LOP (viz Méjean a Schwellnus, 2009).<sup>33</sup>

Podívejme se však na problém arbitráže podrobněji. V úvodu textu byla uvedena rovnice (1), která vyjadřuje vztah mezi cenou komodity ve dvou zemích a náklady arbitráže. Uvedený vztah (no arbitrage condition) můžeme vyjádřit jak pro individuální komoditu, tak pro koš statků a služeb v podobě dvoustranné (ne)rovnosti (viz Feenstra, Taylor, 2008):

$$\frac{1}{1 + AN} \leq \frac{e_{D/F} \cdot p_i^F}{p_i^D} \leq 1 + AN, \quad (3)$$

kde  $p_i^D$  je cena individuální komodity  $i$  v ekonomice  $D$  v měně této ekonomiky,  $p_i^F$  je cena téže komodity v ekonomice  $F$  v měně této ekonomiky,  $e_{D/F}$  je aktuální (promptní) směnný kurz mezi oběma ekonomikami a  $\frac{e_{D/F} \cdot p_i^F}{p_i^D}$  je reálný měnový kurz.

Z rovnice 3 plyne, že lze uvažovat tři možné případy, které mohou nastat:

- jsou-li náklady arbitráže rovny nule ( $AN = 0$ ), domácí i zahraniční ceny po přepočtu měnový kurzem jsou shodné, tj. platí zákon jedné ceny (LOP) a reálný měnový kurz je roven jedné;
- jsou-li náklady arbitráže relativně nízké (tj.  $AN \leq k$ , kde  $k$  je určitá výše arbitrážních nákladů, např. 3 nebo 5 %), může se cena dané komodity pohybovat v určitém pásmu a třebaže ceny v domácí a zahraniční ekonomice nejsou shodné, LOP aproximativně platí;
- jsou-li náklady arbitráže relativně vysoké (tj.  $AN \leq k$ , kde  $k$  je určitá výše arbitrážních nákladů, např. 20 nebo 30 %) a rozdíl domácí a zahraniční ceny při daném měnovém kursu je nižší než

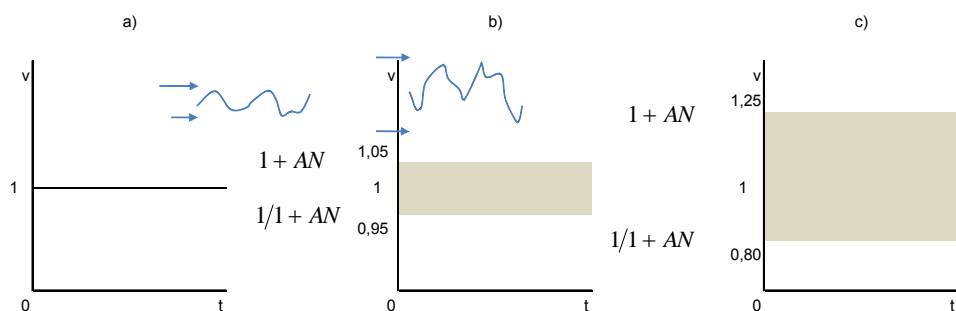
<sup>33</sup> Empirická analýza provedená na základě detailních firemních dat o francouzských exportních cenách (8 místní klasifikace) v rámci zemí OECD potvrdila, že konvergence je vyšší v rámci EU než ve zbytku OECD. Evropská integrace se odrazila nejen na výši marží účtovaných francouzskými firmami, ale též na jejich schopnosti realizovat diskriminaci mezi trhy. V případě evropské měnové integrace však takový vliv identifikován nebyl.



arbitrážní náklady, existuje relativně široké pásmo, kdy ceny nejsou vyrovnány, ale přitom k arbitráži nedochází a LOP neplatí.

Tři výše uvedené diferencované pohledy na arbitráž lze zachytit pomocí grafu 1, kde panel a), b) a c) odpovídá jednotlivým situacím – žádné, nízké a vysoké náklady arbitráže pro případ námi arbitrárně zvolené výše arbitrážních nákladů.

Graf č. 1: Náklady arbitráže



Poznámka:  $AN$  – arbitrážní náklady,  $v$  – relativní cena. V případě ad b) jsou arbitrážní náklady rovny 5 %, v případě ad c) 25 %.

Zdroj: Feenstra, R. C., Taylor, A. M., (2008), s. 914, vlastní úprava.

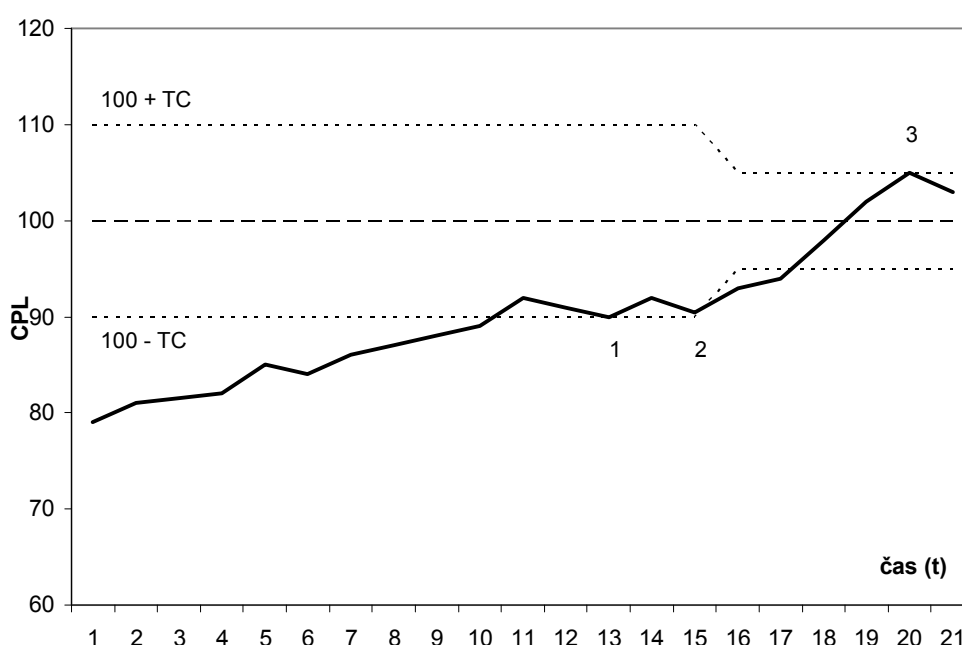
Pro agregovanou podobu a proces konvergence můžeme uvedený příklad adaptovat do podoby zachycené v grafu 2. Vývoj cenové hladiny v dané ekonomice, která se v čase postupně zvyšuje, je znázorněn tučnou čarou. Čárkovaně je vyznačen průměr za skupinu zemí (např. za země eurozóny). Tečkovaně jsou vyznačeny hranice, kdy se projevují tzv. neviditelné bariéry (náklady arbitráže, např.  $\pm 10\%$  vzhledem k průměrné hodnotě). Pokud totiž cenová úroveň v dané ekonomice přesáhne tuto cenovou úroveň (vstoupí do pásma neaktivity), náklady spojené s arbitráží jsou vzhledem k cenovému diferenciálu příliš vysoké, a proto se arbitráž za standardních podmínek nevyplácí.<sup>34</sup> Tento efekt se projeví ve skutečnosti, že se cenová konvergence cenových úrovní může zpomalit nebo zcela zastavit. Dostane-li se však jednou cenová úroveň do daného pásma, její další chování je již zcela náhodné. Pokud by se však přiblížila k některé z hranic (v obrázku horní označené číslicí 1, resp. dolní označené číslicí 3), projeví se efekt arbitráže tím způsobem, že cenová úroveň hranici nepřesáhne, resp. jen krátkodobě (vlivem zpoždění). Předpokládané členství dané země v měnové unii by mělo vést k redukcí pásma neaktivity (v obrázku značeno číslem 2)<sup>35</sup>, a proto by

<sup>34</sup> Podrobnější pohled a diskuse této problematiky z hlediska dílčí ceny komodity je obsažena např. v textu Žďárka (2008).

<sup>35</sup> V našem případě je předpokládáno určité zpoždění, a proto nejsou hranice pásem svíslé (v okamžiku vstupu země do měnové unie), jak by teoreticky mělo nastat, ale s negativním sklonem po určité přechodné období, které však může trvat odlišně dlouho v závislosti na charakteristikách dané ekonomiky.

měla být pozorována cenová konvergence, a to opět po dobu, kdy je cenová úroveň v rámci pásma neaktivity. I nadále však platí, že případná tendence směřující k překročení jednoho z pásem vede k arbitráži (případ značený číslem 3). V našem schematickém příkladu jsme předpokládali existenci odchylek před vstupem dané země do měnové unie – tak tomu bylo v případě nových členských zemí EU (Slovinska, Kypru, Malty a Slovenska), resp., které lze očekávat i pro další země v následujících letech. Pokud by cenová úroveň byla v rámci užšího pásma již při vstupu, popsane efekty by se neprojevyly.<sup>36</sup>

Graf č. 2: Problém nákladů arbitráže – makroekonomický pohled



*Poznámka:* TC – náklady arbitráže, CPL – srovnatelná cenová hladina.

*Zdroj:* Wolf, H., (2003), s. 57, vlastní úprava.

Na straně druhé v reálném ekonomickém prostředí působí efekty spojené s procesem globalizace, rozvojem informačních a komunikačních technologií (ICT),<sup>37</sup> které tradiční omezení a pohledy prolamují a relativizují. Dále působí i opatření veřejných politik, která

---

Skutečný vývoj cenové úrovně a její přizpůsobování je poté ovlivněno i typem komodit, které způsobují odchýlení cenové úrovně.

<sup>36</sup> Empirické ověření této hypotézy by mohlo využít tzv. prahové modely (threshold models), kde prahem by byl vstup do Evropské unie, resp. eurozóny.

<sup>37</sup> Efekty ICT na naši společnost mohou být srovnávány s dopady, které měly jiné významné technologické změny v minulosti – např. zavedení stroje pro tisk dokumentů v 15. století nebo rozšíření distribuce novin v 19. století. Vliv moderních technologií na chování agentů a tedy i rozhodování zkoumá např. studie Van den Berga (2005).

by v případě neexistence těchto inovací mohla vést k dlouhodobým odchylkám cenových úrovní pro dílčí komodity i agregované cenové úrovně (to platí pro některé statky a služby v oblasti bydlení, energie). Spotřebitelé díky těmto změnám získávají snazší a rychlejší přístup k informacím, které mohou využít pro své rozhodování, resp. mohou využít nové technologie ve svůj prospěch (s efektem, který se projevuje ve zvýšení spotřebních možností). Jedním z efektů vyšší dostupnosti internetu je např. existence nižších cen v internetových obchodech a vyšší cenová elasticita těchto položek ve srovnání s klasickými obchody (přehled studií věnujících se této problematice uvádí Van den Berg, 2005).

Jsou však diskutovány i další vlivy, které mohou ovlivnit chování firem na trzích a tím i cenové přizpůsobování. Např. studie Ravna et al. (2007) pracuje se zvyklostmi spotřebitelů vůči jednotlivým spotřebovávaným komoditám. Poptávkové funkce po komoditách jsou elastičtější v případě těch komodit, kde poptávka spojená s určitými zvyklostmi je vyšší než poptávka bez nich. Tato specifická situace umožňuje firmám realizovat cenovou diskriminaci (pricing to habits) v případě slabé poptávky (růst přírážky) a v situaci silné poptávky přírážku snižovat.<sup>38</sup> Za těchto podmínek změny domácí agregátní poptávky (růst) vedou k poklesu přírážky pouze v domácí ekonomice a výsledkem je odchylka ceny od ceny postulované LOP (růst soukromé spotřeby a apreciacie domácí měny). Alternativou může být pohled na cenovou diskriminaci firem v mezinárodním obchodu v případě produktů označovaných jako značkové produkty. Tento specifický typ výzkumu prožívá v současnosti renesanci zájmu výzkumníků (viz Imbs et al., 2009). Jejich studie se zaměřila na jeden typický příklad obchodovatelného statku – ceny televizorů. Analyzován byl vývoj cen v zemích eurozóny, dále ve Švédsku a ve Spojeném království a ve třech nových členských zemích (České republice, Maďarsku a Polsku). Údaje pocházely z šetření uskutečňovaných společnostmi GfK v období let 1999–2002 (celkem měli autoři k dispozici 27 760 cen televizorů). Výsledkem je nejen zjištění, že ceny odrážejí rozdíly v kvalitě statku, ale též fakt, že velký vliv má vývoj měnového kurzu (exchange pass-through), který je z cca. 80 % přenášen do cen. Rozdíly cen však nebyly spojeny s rozdílnými transakčními náklady, které by odpovídaly teoretickému odůvodnění cenových rozdílů. Hlavním tahounem rozdílů byla značka, která je však ovlivněna pro danou zemi specifickými charakteristikami.<sup>39</sup> Ty mohou být spíše dány dostupnými informacemi, odlišnými preferencemi, resp. poprodejním servisem (který nemohl být ověřován).

---

<sup>38</sup> Jde tedy o model zapadající do proudu literatury věnované tvorbě ceny v situaci nedokonalé konkurence (pricing to market), a to z důvodu existence nákladů pro spotřebitele při změnách preferencí (customer switching costs).

<sup>39</sup> Tradiční proxy veličiny pro tento rozdíl – např. kulturní blízkost nebo spotřebitelské zvyklosti – nebyly nalezeny jako významné.

### 3. 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 nejznámějších a nejčastěji používaných je tzv. koncept beta a sigma konvergence, resp. tzv. rychlost konvergence a poločas konvergence<sup>40</sup>. Třebaže nové členské země EU vykazují relativně rychlé přibližování cenových úrovní např. vůči zemím tvořícím eurozónu, rozptýlení cenových úrovní (resp. 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 je vychýlí od předpokládané trajektorie (konvergence).

#### 3.1. Teoretické pojetí konceptu konvergence

Než se zaměříme na metody měřící proces cenové konvergence, je zapotřebí vymežit termín konvergence. Samotný termín konvergence vznikl v souvislosti s ekonomickou teorií růstu a následně byl aplikován v řadě oblastí moderní ekonomie, mimo jiné v případě změn cen a cenových úrovní v čase. Koncept konvergence 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) podmíněná (slabá, relativní) 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).<sup>41</sup> V tomto přístupu je

---

<sup>40</sup> Rychlost konvergence udává, jak rychle dochází k přibližování dvou ekonomických veličin v čase, v tomto případě cenových úrovní (resp. individuálních cen). Pojem poločas konvergence (half-life nebo half-life period) je převzat z atomové fyziky a představuje snížení intenzity vyzařování na jednu polovinu.

<sup>41</sup> Specifickým případem je tzv. konvergence klubů (původní byla tato idea použita pro reálnou konvergenci, viz Galor, 1996), která je diskutována např. pro země tvořící EU. Např. studie 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,

analyzována tzv. beta a sigma konvergence, která je rovněž používána v dalším textu.

### 3.2. Beta konvergence

Jak bylo stručně uvedeno výše, koncept beta konvergence ( $\beta$  – konvergence) je založen na neoklasické teorii ekonomického růstu.<sup>42</sup> Schematicky lze tento vztah zapsat v podobě, kterou dále použijeme při empirickém ověřování:

$$\frac{1}{T} \cdot [\ln(CPL_{i,T}) - \ln(CPL_{i,0})] = \beta_0 + \beta \cdot \ln(CPL_{i,0}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

kde  $CPL_{i,t}$  je cenová úroveň pro zemi  $i$  v čase  $T$  (konec sledovaného období) nebo 0 počátek období,  $\beta_0$  je absolutní člen,  $\beta$  je odhadem konvergenčního procesu (pokud byla pozorována konvergence, hodnota tohoto koeficientu by byla menší než nula) a  $\varepsilon_{i,t}$  je residuem zahrnujícím modelem nevysvětlenou volatilitu, chyby měření atd.

V dalším textu využijeme koncept zapsaný rovnicí 4, která vychází z původního regresního vztahu uvedeného a empiricky odhadnutého v článku Barra a Sala-i-Martina (1992) – nahradíme však údaje o reálném HDP údaji o cenové úrovni pro HDP (CPL), resp. dílčí cenové úrovně. Po uvedené transformaci získáme vztah zapsaný rovnicí 5:

$$\Delta cpl_{ij,t} = \beta_{ij} + \beta \cdot cpl_{ij,t-1} + v_{ij,t}, \quad (5)$$

kde  $\Delta cpl_{ij,t}$  je změna hodnoty pro jednotlivé cenové úrovně (mezi zeměmi  $i$  a  $j$  v čase (roce)  $t$ ),  $\beta_{ij}$  je absolutní člen,  $\beta$  je regresní koeficient a  $v_{ij,t}$  je residuum. Pokud je absolutní člen ( $\beta_{ij}$ ) v rovnici 5 roven nule, jde o test absolutní verze LOP.

Hodnota samotné cenové úrovně  $cpl_{ij,t}$  v rovnici 5 je dána vztahem

$$cpl_{ij,t} = |\ln P_{i,t} - \ln P_{j,t}|, \quad (6)$$

---

Španělsko, Řecko, Portugalsko, Nizozemsko) a třetí je tvořena Itálií. Identifikací klubů se zabývala např. i studie Hoblina a Francese (2000).

<sup>42</sup> Vzájemný vztah mezi sigma a beta konvergencí analyzuje např. článek Furceriho (2005) nebo Wodona a Yitzhakiho (2006). Zatímco sigma konvergence vždy existuje v případě beta konvergence, beta konvergence automaticky nezajišťuje, že bude existovat i sigma konvergence (vztah obou veličin má podobu implikace a nikoliv ekvivalence). Sigma konvergence je tedy pouze postačující a nikoliv nutnou podmínkou pro existenci sigma konvergence. Detailní rozbor výše uvedeného problému s příklady je uveden v textu Sala-i-Martina (1996).

kde  $\ln P$  je přirozený logaritmus cenové úrovně mezi zeměmi  $i$  a  $j$  v roce  $t$ , která je vyjádřena v relaci k určité ekonomice (např. Německo) nebo určitému integračnímu celku (např. země eurozóny). Díky využití logaritmické transformace lze ukazatel cenové hladiny (cenové úrovně) interpretovat jako aproximaci procentních diferencí. Tyto diference lze spočítat pro všechny kombinace v rámci dané skupiny zemí (např. pro cenovou úroveň pro HDP za nové členské země EU (NMS12) by šlo o  $(12 \times 11)/2$  párů cenových úrovní). Hodnota regresního koeficientu v rovnici 5 by měla být záporná, pokud je pozorován proces konvergence.

Empirické ověření tohoto konceptu lze uskutečnit např. pomocí testu jednotkového kořene (*unit root test*). Vztah uvedený v rovnici 5 lze pro tento test upravit do podoby neobsahující přírůstkový tvar, tj.:

$$cpl_{ij,t} = \beta_{ij} + (1 - \beta) \cdot cpl_{ij,t-1} + v_{ij,t} \quad (7)$$

Diference cen mezi zeměmi mohou být takové podoby, že se v čase navracejí (tj. proces označený jako 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  $\beta$  v rovnici 7 zároveň představuje odhad konvergenčního procesu. Na základě hodnoty tohoto koeficientu lze určit rychlost konvergence, a to jako

$$\lambda = -\ln(1 - \beta). \quad (8)$$

Pokud je dílčí efekt pro danou zemi rovný nule (v rovnici 7), je testována absolutní verze LOP, v alternativním případě ( $\beta_{ij} \neq 0$ ) jeho podmíněná podoba. Cenová diference se díky tomuto členu může pro každý dílčí pár cen pohybovat směrem k jedné i od jedné specifické hodnoty. Jak uvádí Wolszczak-Derlasz (2008), mohl by se vyskytnout problém při odhadu rovnice 7, 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  $\beta$ ). Náhodná složka  $v_{ij,t}$  je předpokládána, že splňuje požadavky na bílý šum (IID).

Jestliže chceme testovat vztah daný rovnicí 7, 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. Z neustále se rozrůstající množiny testů (stručný přehled např.

viz Greene, 2008),<sup>43</sup> lze využít test navržený Levinem et al. (2002) s hypotézou nestacionarity všech dílčích řad vůči alternativní hypotéze stacionarity. Alternativou pro malé soubory je test navržený De Blanderem a Dhaenem (2007), který je rozšířením testu Harrise a Tzavalise (1999).

Výše uvedený koeficient  $\lambda$  (v rovnici 8) nám dovoluje určit tzv. poločas konvergence (označovaný jako *half-life*). Tento ukazatel je velmi často používán v souvislosti s cenovou konvergencí, protože představuje dobu, za kterou se cenový rozdíl vůči střední hodnotě sníží na polovinu. Poločas konvergence lze obecně zapsat pomocí rovnice 9 (resp. uvedených rozmanitých ekvivalentních podob):

$$P_t = P_0 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{t}{t_{1/2}}} \approx P_t = P_0 \cdot e^{-\frac{t}{\tau}} \approx P_t = P_0 \cdot e^{-\lambda \cdot t} \quad (9)$$

kde  $P_t$  je množství, které zbývá po uplynutí času  $t$ ,  $P_0$  je počáteční hodnota veličiny (např. rozdíl agregátní cenové hladiny v ekonomice), která se v čase snižuje,  $t_{1/2}$  je poločas konvergence dané veličiny,  $\tau$  je pozitivní číslo (střední doba životnosti) a  $\lambda$  je pozitivní číslo (úbytková konstanta).

Parametry uvedené v rovnici 9 jsou ve vzájemném vztahu, protože platí:<sup>44</sup>

$$t_{1/2} = \frac{\ln(2)}{\lambda} = \tau \cdot \ln(2) \quad (10)$$

kde  $t_{1/2}$  je hodnota vyjádřená v letech.

Tento vztah dále využijeme pro vyjádření průběhu poločasu konvergence, který má exponenciální podobu. Za pomoci logaritmické transformace a využití několika úprav získáme podobu

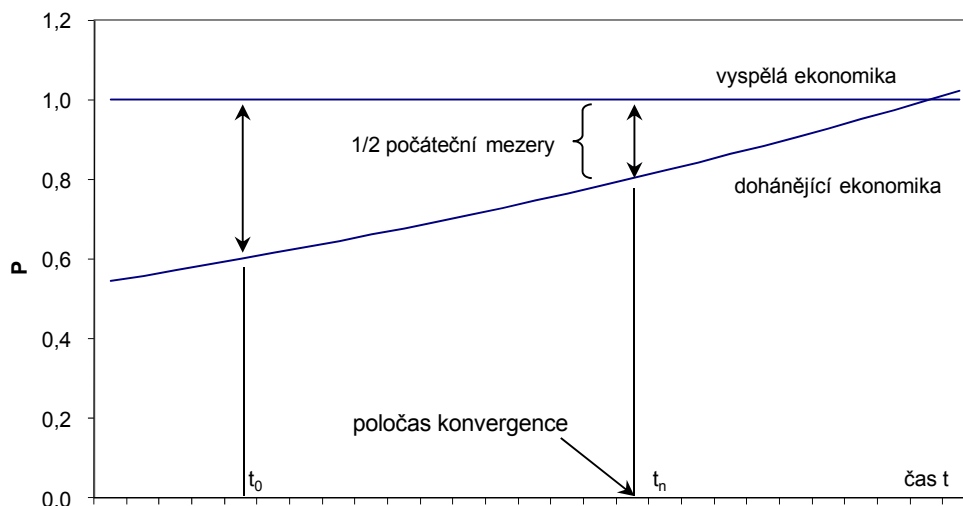
$$P_t = P_0 \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^{\frac{t}{t_{1/2}}} = P_0 \cdot e^{-t \cdot \ln(2)/t_{1/2}} \quad (11)$$

<sup>43</sup> Mimo dvou uvedených existují v zásadě testy založené na metodě OLS, Breitungův a Meyerův test z roku 1994, test Ima, Pesarana a Shina z roku 2003 a test Maddaly a Wuho z roku 1999.

<sup>44</sup> V ekonomických aplikacích může být v čitateli vzorce 10 jak  $\ln(2)$ , tak  $\ln(0,5)$ , záleží totiž na podobě jmenovatele (přímo koeficient  $\beta$ , jak je vypočten v rovnici 7, nebo  $1 - \beta$ ). Jako kontrola slouží skutečnost, že počet let vždy musí vyjít jako kladné číslo.

V našem případě lze poločas konvergence z rovnice 8 vyjádřit, jak je uvedeno v rovnici 10 s tím, že v čitateli je logaritmus jedné poloviny. Poločas konvergence znázorňuje graf 3.

Graf č. 3: Poločas konvergence – schéma (relativní podoba)



*Poznámka:  $P$  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  $P$  je normalizována, aby se hodnota pro vyspělou ekonomiku stále rovnala jedné.*

*Zdroj: Kubíček, J., (2007), vlastní úprava.*

### 3.3. Sigma konvergence

Sigma konvergence ( $\sigma$  – konvergence) představuje situaci, kdy se snižuje variabilita (rozptýlenost) daného ukazatele mezi zeměmi v průběhu času. Shodně jako v případě konceptu beta konvergence je i tento koncept založen na neoklasickém teoretickém základu, tzv. reálné konvergence (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 rozptýlení je zpravidla měřena pomocí směrodatné odchylky, a to v podobě vážené nebo nevážené směrodatné odchylky.<sup>45</sup>

V nejjednodušším případě lze sigmu konvergenci zapsat pomocí vztahu porovnávacího rozptylu cen v základním a vybraném období takto:<sup>46</sup>

<sup>45</sup> Název konceptu je odvozen od matematického symbolu, který je nejčastěji používán pro směrodatnou odchylku ( $\sigma$ ).

<sup>46</sup> Resp. i pro příslušné směrodatné odchylky.



$$\sigma_{cpl_{ij,t}}^{\wedge} \geq \sigma_{cpl_{ij,\tau}}^{\wedge}, \quad (12)$$

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

Protože je ve vztahu 12 symbol nerovnosti, existují dvě možnosti: shodný nebo nižší (případně vyšší) rozptyl. Proto je nutné snížení variability v čase ověřovat pomocí statistických testů. Jednoduchou variantu představuje testová statistika založená na podílu (na základě dat vypočtených) 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):<sup>47</sup>

$$T_1 = \frac{\sigma_{cpl_{ij,t}}^{\wedge 2}}{\sigma_{cpl_{ij,\tau}}^{\wedge 2}}, \quad (13a)$$

kde význam proměnných je shodný jako v předchozím případě.

Statistiku ze vztahu 13a můžeme dále upravit do podoby vztahu (13b) s explicitním uvedením vztahu k F rozdělení a testované podmínky pro případ konvergence

$$T_1 = \frac{\sigma_{cpl_{ij,t}}^{\wedge 2}}{\sigma_{cpl_{ij,\tau}}^{\wedge 2}} = \frac{R^2}{(1 + \beta)^2} = \frac{R^2}{\pi^2}, \quad (13b)$$

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

---

<sup>47</sup> 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 platí, že čas  $t < T$ ,  $F_\alpha[\nu_1; \nu_2]$  je kvantil F rozdělení s  $T - 2$  a  $T - 2$  stupni volnosti založenými na počtu zemí ( $N$ ) zahrnutých do analýzy a na koeficientu  $R^2$  z regresní analýzy.

Testová statistika daná vztahem 13a, resp. 13b je však spojena s problémem (viz Carree a Klomp, 1997) spočívajícím ve skutečnosti, že kritérium založené na podílu rozptylu v počátečním a konečném období opomíjí fakt, že obě hodnoty jsou vzájemně závislé. Proto je pravděpodobnost přijetí hypotézy konvergence nízká, a to především pro malé soubory a krátká období.<sup>48</sup> Vzhledem k tomuto problému autoři navrhli odlišnou pravděpodobnostní testovou statistiku ( $T_2$ ) pro ověřování hypotézy sigma konvergence, a to v podobě modifikace statistiky původní (viz 13). Testová statistika ( $T_2$ ) může být zapsána jako (s korekcí  $- N - 2,5$  – pro malé soubory)

$$T_2 = (N - 2,5) \cdot \ln \left[ 1 + \frac{1}{4} \frac{\left( \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_T^2 \right)}{\hat{\sigma}_1^2 \hat{\sigma}_T^2 - \hat{\sigma}_{1T}^2} \right], \quad (14)$$

kde  $\hat{\sigma}_{1T}^2$  je kovariance cen v prvním a posledním období.<sup>49</sup> Testová statistika má za platnosti nulové hypotézy  $\chi^2(\nu)$  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  $H_1 : \text{non } H_0$ .

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

<sup>48</sup> Zvyšuje se tedy pravděpodobnost II. chyby a tedy možnost chybného zamítnutí hypotézy konvergence. Další problematický aspekt představují stupně volnosti v F rozdělení, které by měly mít hodnotu založenou na  $T - 1$  a nikoliv na  $T - 2$ . Tento fakt nehraje velkou roli pro případy, kdy  $T > 15$  (viz Carree, Klomp, 1997, s. 683).

<sup>49</sup> Hodnota  $\hat{\sigma}_{1T}^2$  může být vypočtena jako  $\hat{\sigma}_{1T}^2 = \hat{\pi} \cdot \hat{\sigma}_1^2$ , kde  $\hat{\pi}$  je odhadnutý parametr ze vztahu daného rovnicí 13b.

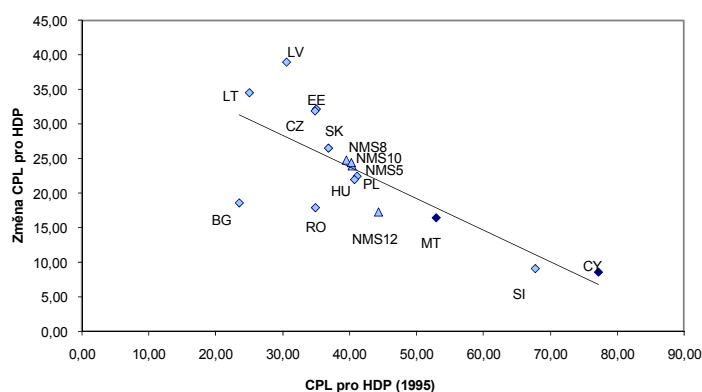
$$T_3 = \frac{\sqrt{N} \cdot \left( \hat{\sigma}_{cpl_{ij,t}}^2 / \hat{\sigma}_{cpl_{ij,T}}^2 - 1 \right)}{2 \cdot \sqrt{1 - \hat{\pi}^2}}, \quad (15)$$

kde testová statistika  $T_3$  má asymptoticky standardní normální rozdělení  $N[\mu; \sigma^2]$  a  $N$  je počet zemí v analýze. Ostatní symboly jsou shodné jako v předchozích případech.

## 4. EMPIRICKÁ ANALÝZA CENOVÉ KONVERGENCE

V této kapitole využijeme údaje pro srovnatelnou cenovou úroveň HDP pro nové členské země, abychom ověřili platnost obou výše uvedených hypotéz, tj. bety a sigmy konvergence. Začneme pohledem na vývoj cenových úrovní pro HDP a celkovou změnu za období 1995–2008, který je zachycen na grafu 4.<sup>50</sup> 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 (Kypr, Malta) a v relativně odlišném Slovinsku. Kromě Bulharska<sup>51</sup>, které se nachází mimo skupinu zemí, přičemž je charakterizováno nízkou výchozí úrovní a nízkou změnou za sledované období, je patrné, že došlo k procesu sigma konvergence cenových úrovní ve sledovaném vzorku zemí. (Pomyslná regresní přímka by měla negativní sklon.)

Graf č. 4: Úroveň a změna srovnatelných cenových úrovní pro HDP, nové členské země EU, EU-12 = 1, 1995–2008



*Poznámka: změna = hodnota CPL pro HDP v roce 2008 – hodnota CPL pro HDP v roce 1995; údaje pro Rumunsko jsou dostupné až od roku 1998, a proto je změna vypočtena za období 1998–2008, stejně tak pro seskupení*

<sup>50</sup> Předběžné údaje za rok 2009 ukazují na velmi výrazné změny cenových úrovní v jednotlivých zemích i za jednotlivé celky, a to díky výraznému působení kurzového nebo cenového kanálu v některých zemích. Problémem je skutečnost, že hodnoty jsou ovlivněny probíhající finanční krizí.

<sup>51</sup> Jedním z důvodů může být měnový režim (currency board), který byl zaveden po měnové krizi v roce 1997, a relativně nízká míra inflace ve sledovaném období, jež plynula z vazby bulharského leva na německou marku, resp. euro, a to v relativně silném (nadhodnoceném) kurzu od roku 1999 (1 € = 1,95583 BGN). Tyto skutečnosti nedovolily výraznější přizpůsobení cenových úrovní (bulharské a průměru zemí eurozóny).

zemí NMS12 zahrnujících i Rumunsko. Hodnoty za celky mají v grafu symbol trojúhelníku, v případě individuálních zemí čtverec. Úroveň EU-12 (země eurozóny) = 1.

Zdroj: EUROSTAT (2009), vlastní výpočet.

## 4.1. Analýza beta konvergence

Pro empirické ověření, zda došlo k procesu beta konvergence cenových úrovní v nových členských zemích EU (resp. pro ověření této hypotézy), použijeme vztah daný rovnicí 7, kde jsou přidány časové dummy proměnné a dummy proměnná pro jednotlivé země. Protože pracujeme s makroekonomickými údaji, je rovněž v rovnici uvedená relace změněna (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 dále tři různé varianty dynamických metod: dvojestupňová metoda nejmenších čtverců (2SLS) a dvě dynamické metody.

Vzhledem k zařazení zpožděné vysvětlované proměnné v modelu 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.<sup>52</sup> Metoda pooled OLS je však považována za nepřesnou, protože odhad parametru je vychýlen směrem nahoru (to je vidět z údajů o rychlosti nebo poločasu konvergence, které jsou velmi vysoké, resp. jsou vysoké variability výsledků). Obdobně avšak ještě ve vyšší míře to platí i pro dvoustupňovou metodu nejmenších čtverců (Andersenův a Hsiaoův estimátor), která byla aplikována na rovnici 7 v diferencích a jako instrumentální proměnná byla využita proměnná  $cpl_{ij,t-2}$ .

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 ( $N$ ) a relativně krátké časové období ( $T$ ).<sup>53</sup> V případě dynamických metod se nabízí

---

<sup>52</sup> 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) Vyzkoušena byla i tato varianta s fixními efekty pro jednotlivé země a pro jednotlivé roky (v tabulce 3 však není uvedena). Výsledky se lišily, pokud jde o hodnoty rychlosti a poločasu, hodnoty jednotlivých koeficientů zachycujících sigma konvergenci byly výrazně nižší.

<sup>53</sup> 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

metoda GMM založená na prvních diferencích (diference GMM známé též jako Arellano-Bond estimátor) – zde by se však dalo předpokládat, že by odhady této metody byly vychýleny směrem dolů, a to z důvodu výchyly spojené s konečnými soubory (tj. relativně malé  $T$  a malé  $N$ , jak je tomu v našem případě) v případě vysoce persistentních časových řad (viz Bond, 2002). Může též jít o systémový estimátor (system GMM, též Blundel-Bondův estimátor), jehož vlastnosti by v našem případě měly vést k nejlepším výsledkům (např. viz Baltagi, 2008).

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. Šlo o test Ima et al. (2003), Hadryho (2000) a Levina et al. (2002).<sup>54</sup> Všechny tři testy potvrdily existenci  $I(1)$  procesu v panelu. Následně byly testovány diferencované řady a hypotéza  $I(0)$  nebyla zamítnuta (viz výstup v příloze).

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 3). Relevantní hodnoty jsou určeny metodou BB. V případě metody AB byla hodnota koeficientu beta podhodnocená (viz diskuse uvedená výše), 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). Metody byly jednostupňové s využitím volby výpočtu robustních směrodatných chyb (řešení problémů spojených s heteroskedasticitou a autokorelací v panelu).<sup>55</sup> Problémem je odhad koeficientu pro NMS5, kde je možným problémem nízký počet pozorování, který zřejmě ovlivnil výsledky (jak pro AB, tak pro BB metodu). Hansenův test<sup>56</sup> indikuje správnost použité metody (pro některé specifikace je hodnota

---

(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).

<sup>54</sup> Test Im et al. (2003) má nulovou hypotézu nestacionarity (individuálních jednotkových procesů v testovaném panelu) proti alternativní hypotéze neexistence jednotkových procesů alespoň v jednom případě (= jedné zemi). Naopak Levin et al. (2002) pracuje s hypotézou společného nestacionárního jednotkového procesu, proti alternativě stacionárního procesu.

<sup>55</sup> 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.

<sup>56</sup> Sarganův test není robustní, ale není ovlivněn počtem použitých instrumentálních proměnných. Hansenův test je robustní, ale může být ovlivněn počtem použitých instrumentálních proměnných. Zpravidla je uváděn jen Hansenův test (podrobněji viz Baltagi, 2008).

Sarganova testu nízká). Testy autokorelace neindikují porušení předpokladů modelu, 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 140 pozorováními, kde však již tyto testy nemusí být zcela spolehlivými indikátory; totéž platí i pro Hansenův, resp. Sarganův test).

Tabulka č. 3: Test nepodmíněné beta konvergence, nové členské země EU, 1995–2008

	NMS12		NMS11		NMS10		NMS8		NMS5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
$(1 - \beta)$	0,891 (0,028)	0,941 (1,517)	0,885 (0,030)	1,026 (1,703)	0,833 (0,040)	0,911 (1,704)	0,703 (0,085)	0,703 (0,941)	0,799 (0,073)	0,472 (1,163)
Rychlost ( $\lambda$ )	0,116	0,061	0,123	x	0,183	0,094	0,352	0,352	0,223	0,751
Poločas ( $t_{1/2}$ )	5,982	11,322	5,654	x	3,783	7,405	1,967	1,967	3,102	0,922
Počet pozorování (N)	163	149	153	141	140	130	112	104	70	65
$R^2_{adj.}$	83,8	72,6	83,1	72,5	77,2	63,1	73,3	17,9	76,0	36,4
F-test	134,7	–	129,7	–	113,4	–	82,4	–	65,8	–
	NMS12		NMS11		NMS10		NMS8		NMS5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	AB	BB	AB	BB	AB	BB	AB	BB	AB	BB
$(1 - \beta)$	0,661 (0,072)	0,859 (0,092)	0,661 (0,108)	0,862 (0,107)	0,704 (0,127)	0,862 (0,100)	0,647 (0,131)	0,729 (0,120)	0,774 (0,116)	0,846 (0,095)
Rychlost ( $\lambda$ )	0,406	0,152	0,411	0,149	0,353	0,149	0,438	0,316	0,258	0,168
Poločas ( $t_{1/2}$ )	1,705	4,549	1,685	4,666	1,966	4,661	1,583	2,192	2,691	4,138
Počet pozorování (N)	129	141	121	132	110	120	88	96	55	60
F test	926,7 (0,000)	425,8 (0,000)	494,3 (0,000)	670,3 (0,000)	48,1 (0,000)	75,6 (0,000)	41,4 (0,000)	46,8 (0,000)	17,4 (0,007)	17,6 (0,007)
Sargan test	84,11 (0,056)	90,0 (0,032)	80,39 (0,081)	82,6 (0,069)	79,32 (0,068)	86,4 (0,027)	66,6 (0,136)	70,9 (0,087)	63,8 (0,007)	63,8 (0,007)
Hansen test	11,83 (1,000)	11,97 (1,000)	9,98 (1,000)	10,37 (1,000)	9,97 (1,000)	8,84 (1,000)	7,99 (1,000)	7,58 (1,000)	4,89 (1,000)	3,80 (1,000)
AR(1) test	-2,459 (0,014)	-2,677 (0,007)	-2,161 (0,031)	-2,489 (0,013)	-2,348 (0,019)	-2,633 (0,008)	-2,002 (0,045)	-2,107 (0,035)	-1,724 (0,085)	-1,786 (0,074)
AR(2) test	-1,451 (0,147)	-1,445 (0,148)	-1,875 (0,061)	-1,912 (0,056)	-1,761 (0,078)	-1,797 (0,072)	-1,864 (0,062)	-1,853 (0,064)	-1,538 (0,124)	-1,535 (0,125)

*Poznámka: OLS – pooled OLS, 2SLS – dvoustupňová metoda nejmenších čtverců, AB – Arellano-Bond estimátor, BB-Blundel-Bond estimátor. Modely obsahovaly časové dummy proměnné a individuální efekty. Rychlost – rychlost konvergence, poločas – poločas konvergence. NMS11 = NMS12 bez Rumunska. Robustní směrodatné chyby parametrů jsou v závorce. Údaje pro Hansenův, Sarganův test a Arellano-Bond testy autokorelace jsou hodnoty testového kritéria, p-value jsou uvedeny v závorce. Výpočty byly provedeny pomocí xtabond2 v programu StataSE10.1.*

Zdroj: EUROSTAT (2009), vlastní výpočet.

Nejnižší hodnota odhadnutého parametru (metoda BB) v daném vzorku zemí je ve skupině zemí NMS8; parametr 0,729 odpovídá rychlosti konvergence 31,7 % ročně a poločas snížení mezery mezi průměrnou cenovou úrovní této skupiny zemí a zeměmi eurozóny na polovinu činí v tomto případě přibližně 2,2 let (viz sloupec 8 v dolní části tabulky). Lze se však domnívat, že tyto hodnoty mohou být ovlivněny rychlým průběhem konvergence v pobaltských zemích (vycházejících z velmi nízkého základu). Naopak nejvyšší hodnota parametru byla v zemích NMS10; parametr 0,862 a odpovídající rychlost konvergence 14,7 % ročně, přičemž poločas zúžení mezery na polovinu činí přibližně 4,7 let (sloupec 6 v dolní části tabulky). V případě vyspělých zemí NMS5 je hodnota 0,846 odpovídající rychlosti 16,8 % ročně a poločasu zúžení mezery cenových úrovní na polovinu 4,1 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.<sup>57</sup> Pokud budeme předpokládat vývoj v dalším období odpovídající tendencí v minulosti, mohli bychom odhadnout, že v horizontu 5 let bude průměrná cenová úroveň těchto zemí na úrovni 82 % (úroveň v roce 2008 byla přibližně 64 % průměrné cenové úrovně zemí eurozóny). Tato hodnota by již přibližně odpovídala cenovým úrovním některých méně vyspělých zemí eurozóny publikovaných EUROSTATem v roce 2008 (Řecko, Španělsko). V případě všech zemí skupiny zemí (NMS12), činí hodnota parametru 0,859, jemu odpovídající poměrně vysoká rychlost konvergence 15,2 % a doba snížení mezery na jednu polovinu 4,6 let. Pro nové členské země (NMS11) bez Rumunska má nalezený koeficient hodnotu 0,862,

---

<sup>57</sup> Pokud bychom vzali v úvahu relativně vysoké údaje za rok 2008, které byly ovlivněny výraznou aprecií měnových kurzů některých zemí této skupiny, nemuselo by se toto číslo zdát příliš nereálné. Měnová krize se však odrazí v průběhu cenové konvergence, ale jaké budou skutečné dopady na trajektorii cenového přibližování je vzhledem k velkému množství rizik velmi těžké odhadnout. Lze uvažovat o snížení inflačního diferenciálu a rovněž se zdá, že i vývoj měnových kurzů bude spíše působit proti cenové konvergenci.



rychlost je 14,8 % a odpovídající snížení mezery na polovinu činí 4,7 let.<sup>58</sup>

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. 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.<sup>59</sup>

## 4.2. 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

---

<sup>58</sup> 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 parametrů a tedy i rychlosti byl odlišný v případě neobchodovatelných komodit oproti výsledkům za celý HDP. Výsledky nejsou v této studii prezentovány, protože údaje pro vybrané dílčí položky a agregáty dostupné v databázi EUROSTATu jsou pouze za kratší období 1999–2007 (2008), v případě rady časových řad je vzhledem k aktualizaci metodologie zlom v časové řadě v roce 2005. Výsledky pro skupiny ve struktuře: potraviny, potraviny a nápoje, oblečení, vybavení domácnosti, doprava, zboží, služby, stroje a zařízení, stavby jsou k dispozici u autora na požádání. V příloze jsou uvedeny grafy s rozložením všech cenových úrovní, z hlediska obchodovatelnosti komodit a dále příklady dílčích komodit. Ve všech případech šlo o gausovský kernel, který byl použit na data ve vybraných letech (1999, 2002, 2005 a 2007). Patrný je postupný posun rozložení srovnatelných cenových úrovní směrem k průměrné hodnotě za země eurozóny, resp. rozdíl mezi obchodovatelnými a neobchodovatelnými komoditami.

Pokud bychom chtěli pracovat s kompletními údaji za všechny základní položky, tak ty by byly k dispozici pouze za kratší období 1999–2006.

<sup>59</sup> 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). Vzhledem k výše uvedeným a diskutovaným problémům (srovnatelnost, volba reprezentantů atd.) by případná analýza založená na těchto údajích pro nové členské země nebyla zcela bez problémů a otázkou je vypovídací schopnost nalezených hodnot.

konvergence v nových členských zemích (pro vybrané skupiny zemí).<sup>60</sup> Graf 5 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 0,38 pro NMS11 a 0,35 pro NMS10 za rok 1995 na 0,18 a 0,11 v roce 2008. V případě užšího vzorku zemí NMS8 činila hodnota koeficientu 0,29, resp. 0,26 pro středoevropské země NMS5 a 0,08, resp. 0,09. Tento vývoj představuje pokles o 53 procent pro skupinu NMS11 a o 73 procent pro skupinu zemí NMS8 za sledované období. 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 detailně podíváme na graf 5, je vidět ve sledovaném časovém intervalu výrazná tendence ke snižování variability cenové hladiny, a to i přes mírný vzestup v roce 1999. Stagnaci agregátu NMS11 a NMS12 po roce 2000 lze zřejmě vysvětlit stagnací nominální konvergence v Polsku, Bulharsku a Rumunsku. Mírný vzestup byl rovněž zaznamenán v roce 2003.<sup>61</sup>

Problémem spojeným s praktickým testováním sigma konvergence v případě nových členských zemí je nejen vliv finanční krize na data za rok 2008 a částečně i rok 2007, ale především skutečnost, že výpočty jsou velmi citlivé na zvolenou metodu. Pokud bychom nepoužili logaritmickou transformaci původních dat, výsledky by v řadě případů byly velmi odlišné od vývoje, jenž je znázorněn v grafu 5 a 6.<sup>62</sup>

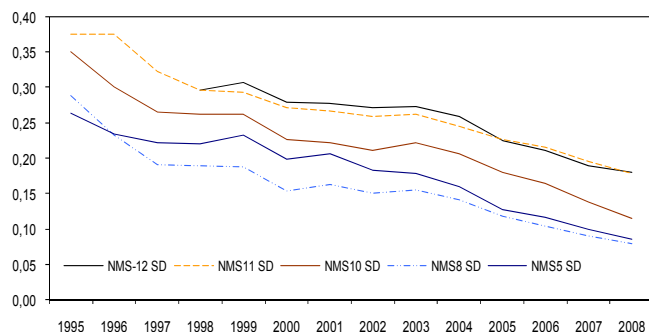
Graf č. 5: Sigma konvergence pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008 (nevážené údaje)

---

<sup>60</sup> Další možnost představuje analýza dílčích cenových úrovní (využití desagregovaných údajů pro HDP nebo analýza vývoje pro jednotlivé země).

<sup>61</sup> 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.

<sup>62</sup> Obdobné tvrzení platí i v případě analýzy reálné konvergence (např. viz Ingianni a Žďárek, 2009). Řada autorů tento fakt pomíjí, protože tento vliv lze považovat za dílčí kamínek v celkovém obraze problémů s údaji za nové členské země. V případě nominální konvergence je však tento rys velmi patrný a jeho neuvedení by mohlo vést ke zkreslení pohledu na danou problematiku a provedenou analýzu.

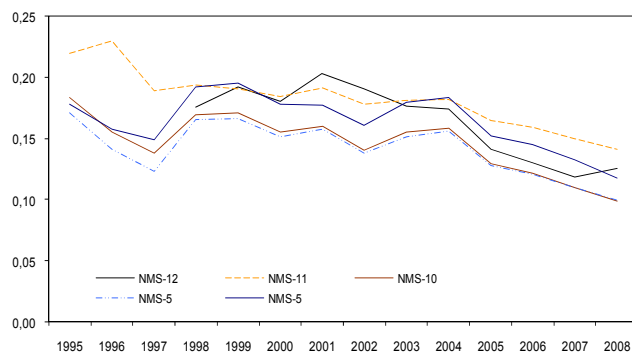


*Poznámka: směrodatné odchylky jsou nevážené, údaje pro Rumunsko jsou dostupné až od roku 1998. Úroveň EU-12 (země eurozóny) = 1.*

*Zdroj: EUROSTAT (2009), 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 obrázek 6). 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), konvergence nastala až po roce 2001. V případě ostatních skupin (NMS10, NMS8 a NMS5) je pokles z poloviny 90. let minulého století vystřídán nárůstem mezi lety 1998 a 1999, následovaná 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 a v Rumunsku díky váze v příslušném agregovaném údaji, resp. v Polsku v užší skupině zemí.

Graf č. 6: Sigma konvergence pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008 (vážené údaje)



*Poznámka: směrodatné odchylky jsou nevážené; údaje pro Rumunsko jsou dostupné až od roku 1998. Úroveň EU-12 (země eurozóny) = 1.*

*Zdroj: EUROSTAT (2009), vlastní výpočet.*

Pro ověření sigma konvergence využijeme jak testové statistiky uvedené výše, tak velmi jednoduchou možnost ověření průběhu sigmy konvergence za pomoci využití lineárního regresního vztahu definovaného v rovnici 16:

$$\sigma_{cpl} = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \beta_2 \cdot D \cdot t + \varepsilon_t, \quad (16)$$

kde  $D \cdot t$  je dummy proměnná, která by měla odhalit vliv přistoupení země do EU (pro období před rokem 2004 je její hodnota rovna 0, v dalších letech je rovna 1).<sup>63</sup>

Protože by tuto analýzu mohlo ovlivnit složení skupin (malé státy a velké státy) a jejich rozdílné tendence, testovali jsme uvedený vztah jak pro nevážené hodnoty směrodatných odchylek, tak pro vážené směrodatné odchylky.<sup>64</sup> Pro odhad jsme použili metodu OLS (výsledky shrnuje tabulka 4).<sup>65</sup> Vedle potvrzení hypotézy sigma konvergence pro

<sup>63</sup> Tuto specifikaci jsme použili i pro širší vzorek zemí, které vstoupily do EU později (Bulharsko a Rumunsko), a to vzhledem k významným obchodním tokům těchto zemí se zeměmi EU a výhodami, které plynuly z asociačních dohod.

<sup>64</sup> Třebaže jsme každý model testovali na významnost použitých proměnných a ověřovali hypotézu heteroscedasticity, autokorelace residuí, normalitu (testy neindikovaly problémy s uvedenými charakteristikami modelu) a problém opomenuté proměnné (omitted variable bias), je nutno výsledky interpretovat opatrně a spíše jako indikaci možného vývoje.

<sup>65</sup> Snaha odhalit vliv přistoupení zemí do eurozóny na průběh cenové konvergence má konkrétní implikaci, protože podle předpokladů by tento fakt měl vést k rychlejší konvergenci především pro obchodovatelné komodity,

většinu specifikací (indikované znaménkem časového trendu a jeho významností) je vidět, že dopad vstupu do Evropské unie byl jedním z významných prvků ovlivňujících cenovou konvergenci. Výsledky pro vážené hodnoty CPL pro NMS8 a NMS5 s dummy proměnnou nebyly statisticky významné na běžných hladinách významnosti. Nalezené výsledky v zásadě odpovídaly např. odhadu v již dříve zmíněné studii Dregera et al., 2007, která pracovala s širším vzorkem vstupních údajů pro skupinu zemí NMS10 a do odhadovaného modelu nezařadila konstantu.

Tabulka č. 4: Test nepodmíněné sigma konvergence, vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008

	NMS12		NMS11		NMS10		NMS8		NMS5	
	W		W		W		W		W	
Časový trend	-0,008 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,005 (0,001)	-0,006 (0,001)	-0,005 (0,001)	-0,004 (0,002)	-0,004 (0,001)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,001)	-0,001 (0,002)
$D \cdot t$	–	-0,026 (0,019)	–	0,005 (0,001)	–	-0,008 (0,016)	–	-0,013 (0,018)	–	-0,019 (0,020)
Počet pozorování (N)	11	11	14	14	14	14	14	14	14	14
$R^2_{adj.}$	68,2	71,0	85,1	84,2	60,5	58,0	40,8	38,4	28,2	27,7
F-test	22,5	13,2	75,4	35,7	20,9	10,0	10,0	5,04	6,1	3,5
	NMS12		NMS11		NMS10		NMS8		NMS5	
	U		U		U		U		U	
Časový trend	-0,012 (0,001)	-0,011 (0,003)	-0,014 (0,001)	-0,016 (0,002)	-0,015 (0,001)	-0,016 (0,002)	-0,013 (0,001)	-0,015 (0,002)	-0,013 (0,001)	-0,010 (0,001)
$D \cdot t$	–	-0,011 (0,017)	–	0,020 (0,014)	–	0,016 (0,017)	–	0,018 (0,019)	–	-0,026 (0,012)
Počet pozorování (N)	11	11	14	14	14	14	14	14	14	14
$R^2_{adj.}$	90,5	89,9	93,8	94,3	92,9	92,9	89,1	89,1	93,9	95,3
F-test	96,2	45,3	198,3	108,5	172,3	85,9	107,8	54,2	200,7	132,2

*Poznámka: U – nevážené směrodatné odchylky, W – vážené směrodatné odchylky, váhy založeny na HDP v PPS. Absolutní člen není uveden, byl však součástí odhadovaného vztahu. Směrodatné chyby parametrů jsou uvedeny v závorce. Výpočty byly provedeny pomocí programu StataSE10.1.*

*Zdroj: Pramen: EUROSTAT (2009), vlastní výpočet.*

V posledním kroku ověříme hypotézu sigma konvergence ještě pomocí i v tomto textu použitých testových statistik. Nejprve využijeme model Carreho a Klompa (1997) pro ověření hypotézy konvergence (konvergence cenových úrovní). Použitý model (bez absolutního členu) má podobu:

$$cpl_{it} = \phi \cdot cpl_{it-1} + v_{it}, \quad t = 2, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N, \quad (17)$$

protože veškeré bariéry pohybu byly odstraněny dříve než pro neobchodovatelné komodity.

kde  $cpl_{it} = \ln(CPL_{it})$  a  $CPL_{it}$  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:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{\left( \sum_{i=1}^N cpl_{it} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N cpl_{it} \right)^2}{(N-1)} \quad (18)$$

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  $\phi^2 = 1 - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_1^2}$ .<sup>66</sup> Statistika  $T_2$

(viz vztah 14) je použita pro ověření nulové hypotézy (neexistence konvergence) pro model zapsaný rovnicí 17.

Druhým způsobem ověření je model navržený Lichtenbergerem, který je odvozen z rovnice 17:

$$cpl_{iT} = \pi \cdot cpl_{i1} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, N, \quad (19)$$

kde parametr  $\pi = \phi^{T-1}$  a  $\varepsilon_i = \sum_{t=2}^T \phi^{T-t} \cdot \nu_{it}$ . Původní testová statistika

(viz vztah 13a) použitelná pro ověření nulové hypotézy neexistence konvergence v modelu zapsaném rovnicí 19 je, vzhledem k výše uvedenému možnému problému s touto statistikou spojenému, doplněna statistikou  $T_3$  uvedenou ve vztahu 15. Problémem tohoto přístupu je, že příslušná statistika není definována pro hodnoty parametru  $|\pi| > 1$ .<sup>67</sup>

Protože údaje o cenových úrovních za rok 2009 jsou zatím pouze odhadem, analýza byla provedena pro údaje za léta 1995–2008. I tak je nutno považovat hodnoty pro rok 2008 za předběžné. Ze skupiny nových členských zemí jsme vyloučili Rumunsko, pro které nebyly dostupné údaje z počátku analyzovaného období (až do roku 1998). Výsledky pro jednotlivé testové statistiky jsou v tabulce 5.

<sup>66</sup> Protože jednotlivé hodnoty v rovnici 10 jsou podle předpokladu nezávislé náhodné veličiny z normálního rozdělení se střední hodnotou a konstantním rozptylem  $cpl_{it} \approx N[\mu_i; \sigma_1^2]$ , je  $i$  residuum tímto procesem s nulovou střední hodnotou a rozptylem  $N[0; \sigma_v^2]$ .

<sup>67</sup> Carree a Klomp (1997) v tomto případě při simulovaných výpočtech pracovali se zamítnutím hypotézy konvergence.

V případě testové statistiky  $T_1$  se vyskytl problém popsany výše, a to, že nebylo možné na základě hodnoty testové statistiky nezamítnout hypotézu o nepřítomnosti sigma konvergence. Pouze v případě skupiny zemí NMS11 byla hodnota testové statistiky nižší než příslušný kvantil  $F$  rozdělení a nebylo možné přijmout hypotézu o existenci sigma konvergence v případě této skupiny zemí. Konečně, i třetí testová statistika mohla být využita, protože odhad koeficientu  $\hat{\pi}$  z rovnice 19 byl nižší než jedna.

Tabulka č. 5: Test sigmy konvergence pro vybrané skupiny nových členských zemí EU, 1995–2008

	Testová statistika	Hodnota testové statistiky	Kritická hodnota (alfa = 10 %) <sup>a)</sup>	Sigma konvergence
NMS11	$T_1$	2,1140	2,4403	Ne
	$T_2$	10,7443***	2,7055	Ano
	$T_3$	6,3898***	1,6449	Ano
NMS10	$T_1$	3,0792	2,5893	Ano
	$T_2$	19,5205***	2,7055	Ano
	$T_3$	14,6165***	1,6449	Ano
NMS8	$T_1$	3,6889*	3,0546	Ano
	$T_2$	13,1866***	2,7055	Ano
	$T_3$	19,3587***	1,6449	Ano
NMS5	$T_1$	3,099	5,3908	Ne
	$T_2$	5,9839**	2,7055	Ano
	$T_3$	10,7623***	1,6449	Ano

Poznámka: výpočty testových kritérií a nalezení kritických hodnot příslušných rozdělení byly provedeny pomocí programu StataSE10.1. <sup>a)</sup> pro  $T_1$  hodnota kvantitu  $F$  rozdělení  $F_\alpha[N-2; N-2]$ , pro  $T_2$  hodnota rozdělení  $\chi^2_\alpha[v]$  a pro  $T_3$  hodnota standardního normálního rozdělení. \*\*\* významné na 10%, \*\* na 5% a \* na 1% hladině spolehlivosti.

Zdroj: EUROSTAT (2009), vlastní výpočet.

## 5. ZÁVĚR

Cenová konvergence je proces, který představuje sblížení 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 případně inflační tlaky a snižuje pravděpodobnost asymetrického působení jednotné měnové politiky.

Existují různé metody, které mohou verifikovat, zda dochází k cenové konvergenci nebo divergenci a mohou být použity různé vstupní údaje. Pro empirické analýzy lze využít jak údaje mikroekonomického charakteru (dílní ceny vybraných statků a služeb nebo individuálních komodit), tak makroekonomického charakteru (agregované cenové úrovně). S použitými údaji jsou spojeny teoretické i praktické problémy v podobě dostupnosti údajů, jejich vypovídací schopnosti, možného zkreslení atd. Nejpoužívanějšími hypotézami pro ověření vývoje cenové konvergence jsou beta a sigma konvergence, které mají základ v neoklasické teorii růstu. Zatímco beta konvergence měří snižování rozdílu mezi výchozí a stávající cenovou úrovní, sigma konvergence měří rozptýlenost cenové úrovně v čase. Pro konvergenci je důležité, zda dochází k poklesu této hodnoty (rozptylu cen) v čase.

V nových členských zemích byly odchylky ekonomické i cenové úrovně v 90. letech minulého století velmi vysoké, ale v průběhu posledních více než deseti let došlo k výraznému pokroku v přibližování se průměru zemí používajících společnou měnu. V této studii provedené 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 15,2 % ročně a poločas snížení mezery na polovinu mezi stávající průměrnou úrovní zemí a průměrem eurozóny 4,6 let, v případě skupiny nejvyspělejších zemí tvořících seskupení NMS5 byla odhadnuta rychlost konvergence na 16,8 % ročně, přičemž poločas zúžení mezery na polovinu činí přibližně 4,1 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 úrovně 82 % (úroveň v roce 2008 byla přibližně 64 % průměrné cenové úrovně zemí eurozóny). Tato hodnota by již přibližně odpovídala cenovým úrovním některých méně vyspělých zemí



eurozóny publikovaným EUROSTATem v roce 2008 (Řecko, Španělsko).

Na základě vývoje skutečných údajů v minulosti se lze domnívat, že obě hodnoty by mohly představovat reálný odhad skutečného průběhu cenové konvergence ve sledovaném vzorku zemí. Pokud budeme počítat se změnou měnového kurzu v rozmezí 2–3 % ročně, odpovídalo by tomuto vývoji dohánění pomocí relativně vyšší míry inflace. V nových členských zemích, které nepoužívají společnou měnu a kde není využívána některé z forem fixního měnového kurzu, je proces cenové konvergence ovlivněn měnovou politikou. Je-li používán režim cílování inflace tak, jak je tomu v případě ČR (či Polska), je cenový kanál cenové konvergence ovlivněn stanoveným cílem, resp. jeho relací k cíli ECB. Zatímco cíl ČNB (2 % ± 1 p.b.) neposkytuje příliš velký prostor pro přizpůsobování pomocí inflačního kanálu, bude-li cíl splněn jak v případě ECB, tak ČNB, v případě Polska (2,5 % ± 1 p.b. do konce roku 2011) přece jen existuje jistý prostor pro cenový kanál. Z výše uvedeného vyplývá, že by mělo docházet ke konvergenci především pomocí kurzového kanálu, jehož dopady jsou však odlišné od přizpůsobování pomocí inflace. Záleží totiž na expozici daného subjektu vůči měnovému riziku (např. exportující a importující firmy). Protože je zpravidla cílován celkový cenový index, může docházet i k cenové konvergenci pomocí cenového kanálu. V celkové inflaci by tedy změna byla nulová, bylo by však nutné, aby některé ceny klesaly.<sup>68</sup>

Velkou nejistotu však přináší stávající průběh měnová krize. Ta se nepochybně odrazí i na průběhu cenové konvergence, ale jaké budou skutečné dopady na trajektorii cenového přibližování je vzhledem k velkému množství rizik a vysokému stupni nejistoty velmi těžké odhadnout. Vedle zpomalení inflace a tedy cenového předstihu oproti zemím eurozóny je vývoj měnových kurzů a tedy působení kurzového kanálu v současné době téměř nemožné přesně určit. Zatímco rok 2008 bude zřejmě ovlivněn jen částečně, rok 2009 je stále otevřen a spojen s mnoha otazníky (především fluktuace měnových kurzů a jejich dopad na cenové relace a cenové přizpůsobování – zda jen v podobě dočasné nebo dlouhodobější povahy).

Lze se domnívat, že dojde ke zpomalení průběhu cenové konvergence (především cenový kanál bude téměř ve všech nových členských zemích negativní, tj. snižující cenové úrovně) a hlavním faktorem, který může výslednou tendenci ovlivnit, tak bude vývoj měnového kurzu. Vývoj v delším období bude ovlivněn dalším vývojem finanční krize, resp. reakcí stabilizačních politik na ni. Dalším faktorem bude proces reálné konvergence, kde se dá očekávat zpomalení, resp. stagnaci v příštích několika letech. To bude mít zásadní vliv na přizpůsobování

---

<sup>68</sup> Protože některé ceny již přesahují úroveň průměru zemí eurozóny, resp. sousedního Německa, je tento scénář pravděpodobný.

cenových úrovní a mohlo by dojít ke vzniku dalších klubů v rámci Evropské unie. Ty vykazují stagnaci, resp. konvergenci k jisté úrovni v rámci tohoto klubu, která je nižší než průměr všech evropských zemí (zemí eurozóny).

Modifikací a rozšířením předložené analýzy v budoucím výzkumu by bylo využití dílčích údajů z mezinárodních cenových šetření (ECP, ICP) a ověření beta a sigma konvergence pro jednotlivé základní položky. Dalším rozšířením analýzy je empirické ověření efektu vstupu nových členských zemí do Evropské unie, resp. následně i do eurozóny např. pomocí prahového modelu (threshold model), pro který v současné době nejsou k dispozici dostatečné údaje.

## 6. PŘÍLOHY

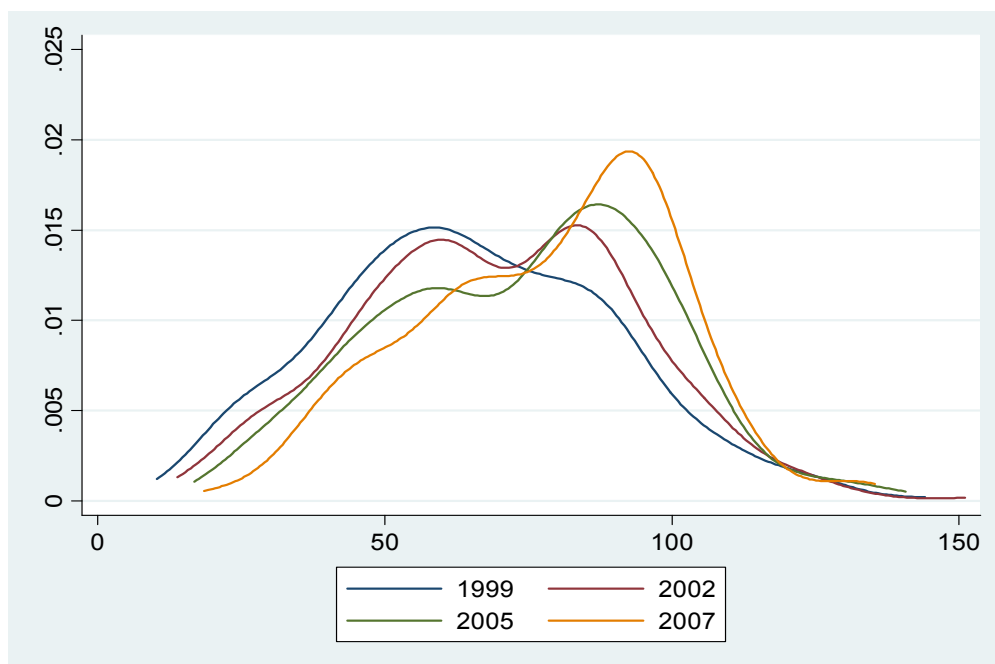
Tabulka č. A1: Zdrojové údaje, vybrané skupiny nových členských zemí EU

		Charakter komodity
Potraviny	Chléb a cereálie	T
	Maso	T
	Ryby	T
	Mléko, sýry a vajíčka	T
	Oleje a tuky	T
	Ovoce, zelenina a brambory	T
	Ostatní potraviny	T
Nápoje	Alkoholické	T
	Nealkoholické	T
	Tabák	T
Oblečení	Oděvy	T
	Obuv	T
	Energie a paliva	T
Domácnost	Vybavení domácnosti	T
	Domácí spotřebiče	T
Doprava	Osobní dopravní prostředky	T
	Dopravní služby	NT
	Audiovizuální technika a media	T
Stroje a zařízení	Kovové produkty a zařízení	T
	Elektrické a optické zařízení	T
	Dopravní zařízení	T
Stavby	Obytné stavby	NT
	Ostatní stavby	NT
	Pozemní práce a služby	T
Zboží	Non-durable	T
	Semi-durable	T
	Durable	T
Vládní služby	Kolektivní	NT
	Individuální	NT

Poznámka: charakter = obchodovatelné komodity (T), neobchodovatelné komodity (NT).

Zdroj: EUROSTAT (2009), vlastní výpočet.

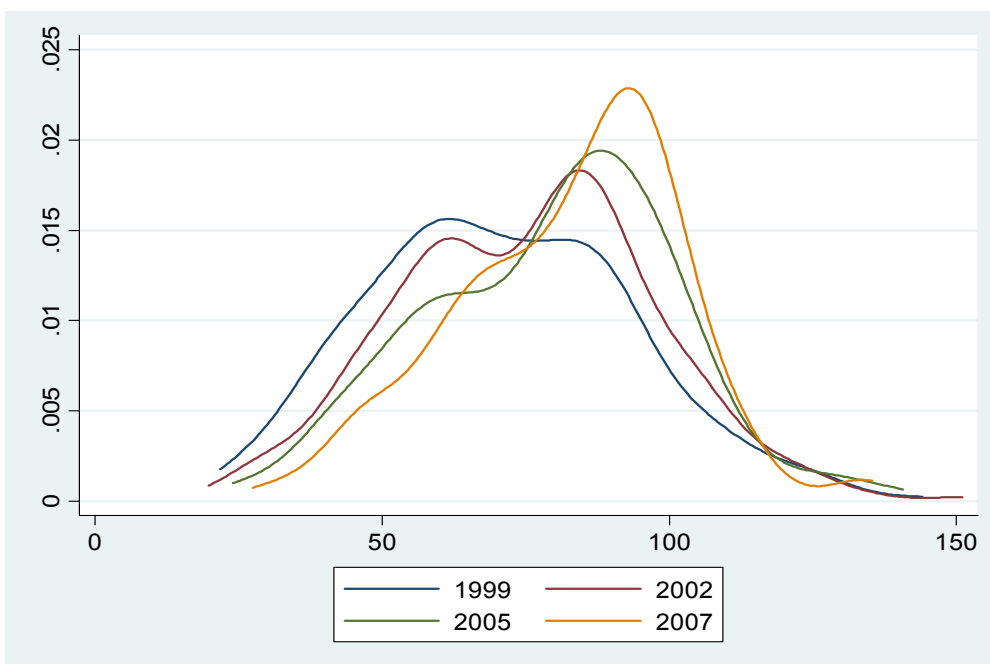
Graf č. A1: Rozdělení cenových úrovní v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



*Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel. Zahrnuty byly všechny cenové úrovně – vymezení viz tabulka A1.*

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

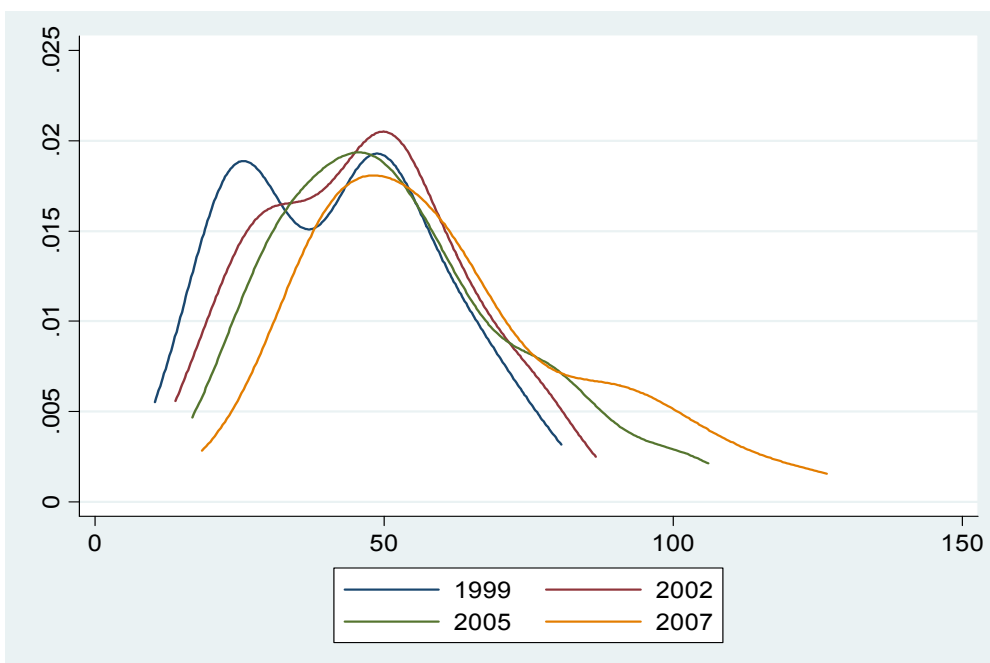
Graf č. A2: Rozdělení cenových úrovní obchodovatelných komodit v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel. Definice obchodovatelných komodit – viz tabulka A1.

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

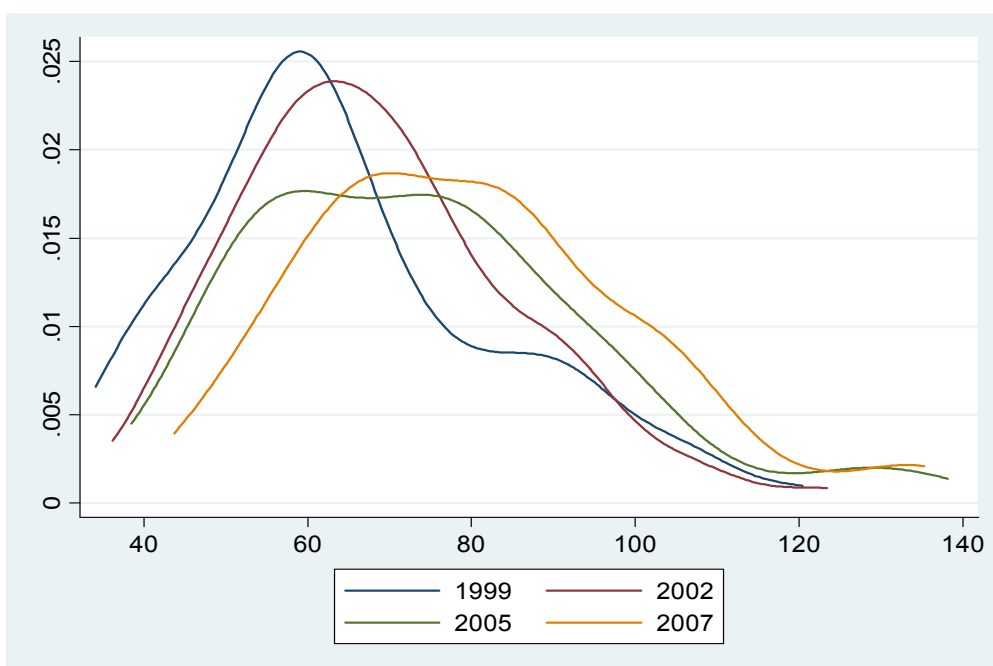
Graf č. A3: Rozdělení cenových úrovní neobchodovatelných v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel. Definice neobchodovatelných komodit – viz tabulka A1.

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

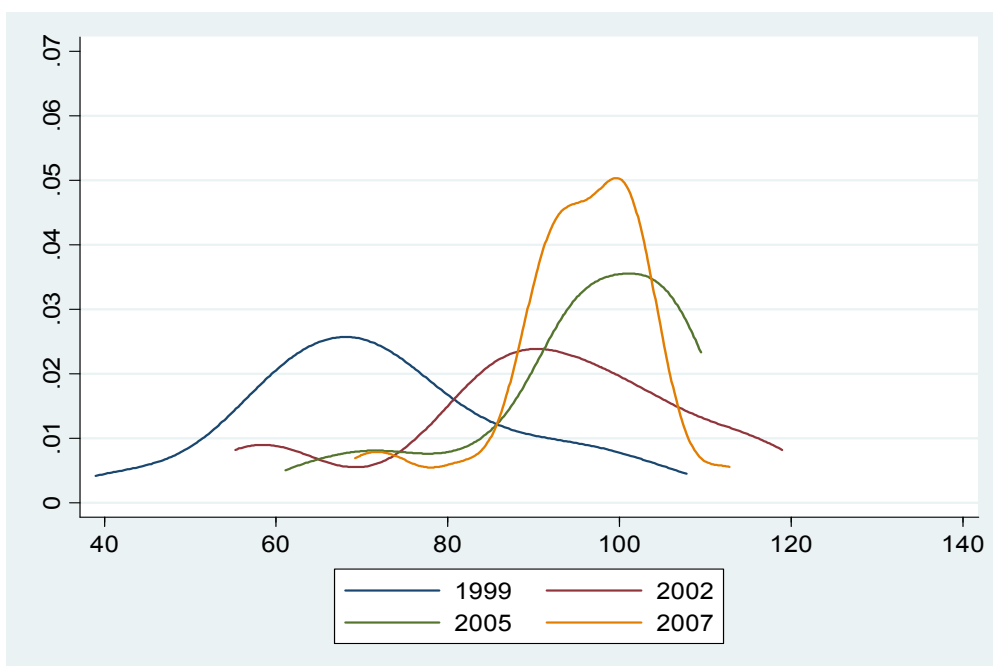
Graf č. A4: Rozdělení cenových úrovní pro potraviny v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel. Definice složek potravin – viz tabulka A1.

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

Graf č. A5: Rozdělení cenových úrovní oblečení v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100

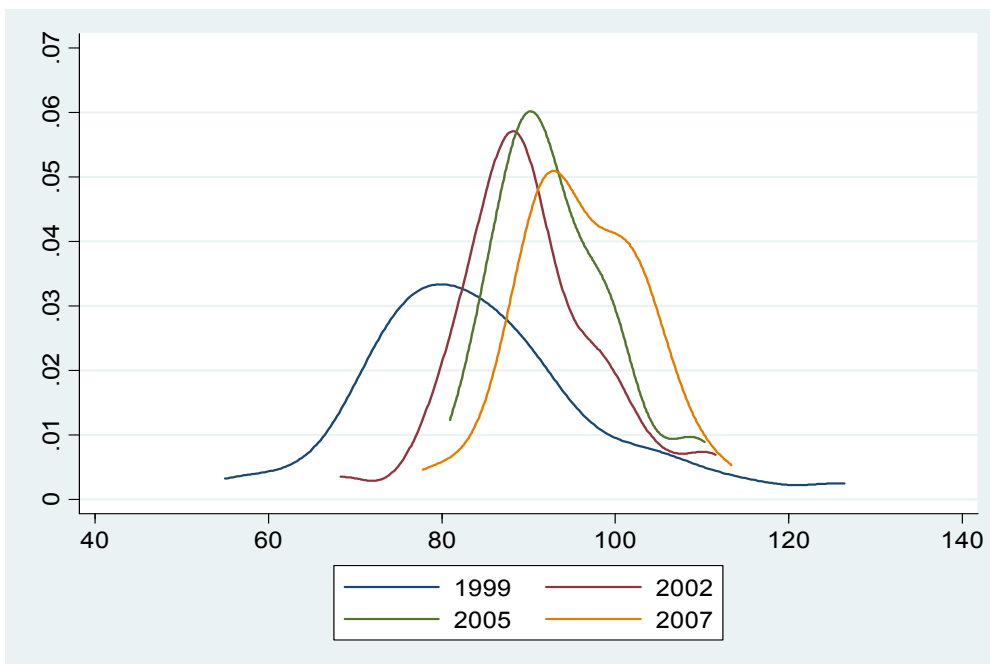


Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa =

srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel.

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

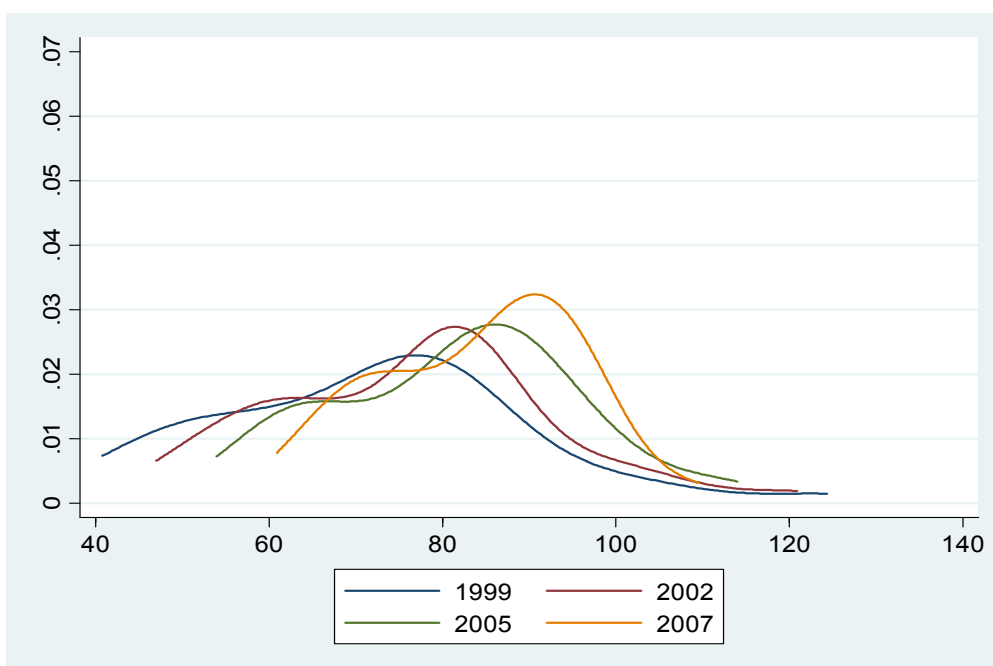
Graf č. A6: Rozdělení cenových úrovní pro stroje a zařízení v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel.

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

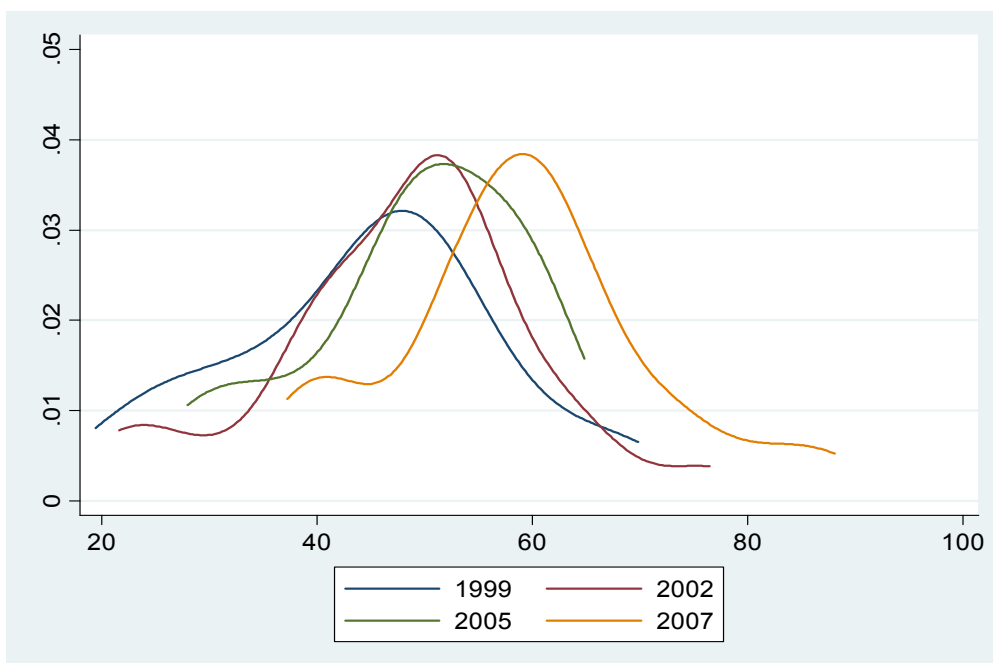
Graf č. A7: Rozdělení cenových úrovní zboží v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



*Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel.*

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

Graf č. A8: Rozdělení cenových úrovní budov v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100

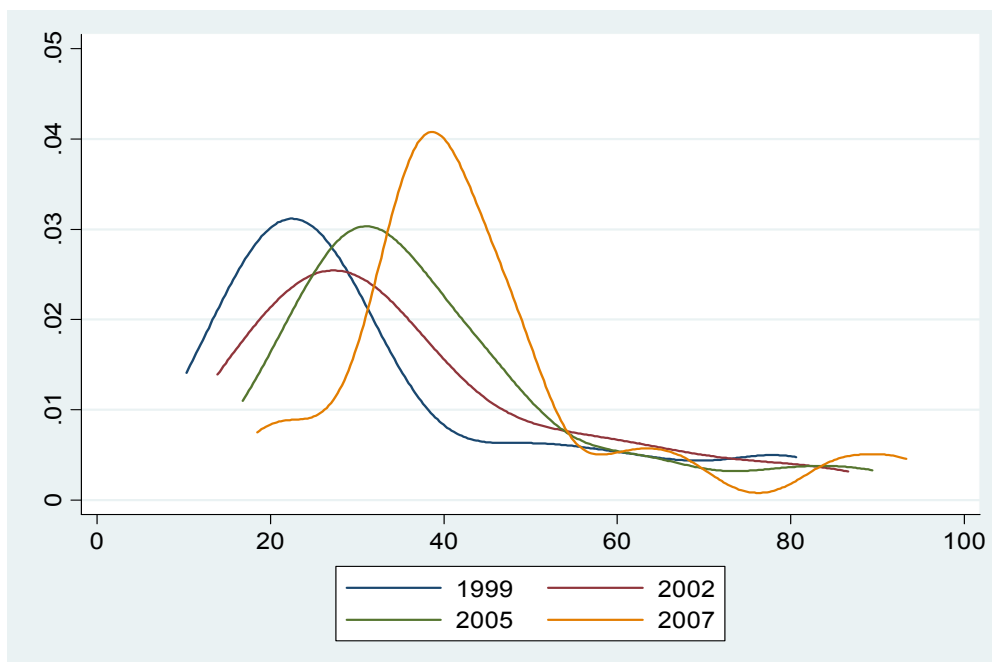


*Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel.*



Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

Graf č. A9: Rozdělení cenových úrovní kolektivních a individuálních veřejných (vládních) služeb v nových členských zemích EU, vybrané roky, EU-12 = 100



Pozn.: čísla u časových řad odpovídají jednotlivým rokům. Vodorovná osa = srovnatelná cenová úroveň, EU-12 = 100. Pro vyrovnání byl použit Gausovský (Gaussian) kernel.

Pramen: vlastní výpočet na základě údajů EUROSTATu (2009a).

## Statistický výstup – test stationarity časových řad

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned cpl

Deterministics chosen: constant

t-bar test, N,T = (12,11)      Obs = 108

Augmented by 1 lags (average)

t-bar	cv10	cv5	cv1	W[t-bar]	P-value
-0.996	-1.830	-1.920	-2.100	1.747	0.960

Im-Pesaran-Shin test for cross-sectionally demeaned D.cpl

Deterministics chosen: constant & trend

t-bar test, N,T = (12,10)      Obs = 96

Augmented by 1 lags (average)

t-bar	cv10	cv5	cv1	W[t-bar]	P-value
-2.687	-2.520	-2.630	-2.860	-1.477	0.070

Hadri (2000) panel unit root test for cpl

with 11 observations on 12 cross-sectional units

eps	Z(mu)	P-value	Z(tau)	P-value
Homo	15.896	0.0000	5.094	0.0000
Hetero	14.279	0.0000	4.582	0.0000
SerDep	6.688	0.0000	3.684	0.0001

H0: all 12 timeseries in the panel are stationary processes

Homo: homoskedastic disturbances across units

Hetero: heteroskedastic disturbances across units

SerDep: controlling for serial dependence in errors (lag trunc = 2)

Hadri (2000) panel unit root test for D.cpl

with 10 observations on 12 cross-sectional units

eps	Z(mu)	P-value	Z(tau)	P-value
Homo	-0.194	0.5767	0.945	0.1724

Hetero	0.339	0.3674	1.108	0.1338
SerDep	0.423	0.3361	4.085	0.0000

-----

H0: all 12 timeseries in the panel are stationary processes  
Homo: homoskedastic disturbances across units  
Hetero: heteroskedastic disturbances across units  
SerDep: controlling for serial dependence in errors (lag trunc = 2)

Levin-Lin-Chu test for cpl     Deterministics chosen: constant

Pooled ADF test, N,T = (12,11)    Obs = 108

Augmented by 1 lags (average)    Truncation: 6 lags

coefficient	t-value	t-star	P > t
-0.15530	-2.139	0.86190	0.8056

Levin-Lin-Chu test for D.cpl     Deterministics chosen: constant & trend

Pooled ADF test, N,T = (12,10)    Obs = 96

Augmented by 1 lags (average)    Truncation: 6 lags

coefficient	t-value	t-star	P > t
-1.12233	-12.334	-7.24136	0.0000

## 7. POUŽITÁ LITERATURA

**ALLINGTON, N. F. B., KATTUMAN, P. A., WALDMANN, F. A.** (2005): One Market, One Money, One Price? *International Journal of Central Banking*, vol. 1, 2005, No. 3, s. 73–115.

**ASPLUND, M., FRIBERG, R.** (2001): Law of One Price in Scandinavian Duty-Free Stores. *American Economic Review*, vol. 91, (September) 2001, no. 4, s. 1072–1083.

**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, č. 7-8, s. 341–362.

**BALDWIN, R. E.** (2006): The euro's trade effects. Frankfurt, European Central Bank, ECB Working Paper Series, No. 594, March 2006.

**BALDWIN, R. E., WYPLOSZ, CH.** (2006): *The economics of European integration* (2<sup>nd</sup> ed.). London, McGraw-Hill Education 2006.

**BARRO, R. SALA-I-MARTIN, X.** (1992): Convergence. *Journal of Political Economy*, vol. 100, April 1992, no. 2, s. 223–251.

**BACKÉ, P., FIDRMUC, J., REININGER, T., SCHARDAX, F.** (2003): Price dynamics in Central and Eastern European EU accession countries. *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 39, 2003, No. 3, s. 42–78.

**BALTAGI, B. H.** (2008): *Econometric Analysis of Panel Data* (4<sup>th</sup> ed.). Chichester, UK, John Wiley & Sons, Ltd. 2008.

**BERGIN, P. R., GLICK, R.** (2007): Global price dispersion: Are prices converging or diverging? *Journal of International Money and Finance*, vol. 26, September 2007, no. 5, s. 703–729.

**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 No. 12, June 2000.

**BOND, S., R.** (2002): Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, vol. 1, August 2002, no. 2, s. 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, February 2005.

**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, January 2006.

- CAMERON, A. C., TRIVERDI, P. K.** (2009): *Microeconometrics Using Stata*. College Station, Texas, Stata Press 2009.
- CARREE, M., KLOMP, L.** (1997): Testing the convergence hypothesis: A comment. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, November 1997, no. 4, s. 683–686.
- CASSEL, G.** (1922): *Money and Foreign Exchange After 1914*. London, Constable, 1922.
- CHEN, S.-S., ENGEL, CH.** (2005): Does ‘Aggregation Bias’ Explain the PPP Puzzle? *Pacific Economic Review*, vol. 10, 2005, issue 1, s. 49–72.
- CRUCINI, M. J., SHINTANI, M.** (2006): Persistence in Law-Of-One-Price Deviations: Evidence from Micro-Data. Nashville, TE, Vanderbilt University Working Paper No. 06-W16, December 2002, revised July 2006. URL: <http://www.vanderbilt.edu/econ/wparchive/working06.html> (citace 30. 9. 2009).
- CRUCINI, M. J., TELMER, CH. I., ZACHARIADIS, M.** (2005): Understanding European real exchange rates. *American Economic Review*, vol. 95, 2005, no. 3, s. 724–738.
- CUARESMA, J. C., RITZBERGER-GRÜNWARD, D., SILGONER, M. A.** (2008): Growth, convergence and EU membership. *Applied Economics*, vol. 40, March 2008, issues 5, s. 643–656.
- CUMBY, R. E.** (1996): Forecasting Exchange Rates and Relative Prices with the Hamburger Standard: Is What You Want What You Get With McParity? Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No. 5675, July 1996.
- DEATON, A., HESTON, A.** (2008): Understanding PPPs and PPP-based national accounts. Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No. 14499, November 2008.
- DE BLANDER, R. DHAENE, G.** (2007): Unit root tests for panel data with AR(1) errors and small T. Leuven, KU Leuven, May 2007, URL: <https://www.econ.kuleuven.be/ew/academic/econometr/members/Dhaene/Papers/De%20Blander%20-%20Dhaene.pdf> (citace 2. 10. 2009).
- DE GRAUWE, CH.** (2007): *Economics of Monetary Union* (7<sup>th</sup> ed.). Oxford, Oxford University Press 2007.
- 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, December 2007.
- EC** (2006): Enlargements, Two Years After: An Economic Evaluation. Brussels, European Commission, EC Occasional Paper No. 24, 2006.

**EC** (2008): Car prices within the European Union at 1/1/2008. Brussels, European Commission, April 2008. URL: [http://ec.europa.eu/competition/sectors/motor\\_vehicles/prices/report.html](http://ec.europa.eu/competition/sectors/motor_vehicles/prices/report.html) (citace 29. 9. 2009).

**ECB** (1999): Monthly Bulletin. Frankfurt, European Central Bank, Monthly Bulletin No. 44, October 1999.

**EIU** (2008): Database The EIU CityData. London, Economist Intelligence Unit, 2008. URL: [http://www.eiu.com/site\\_info.asp?info\\_name=about\\_eiu&rf=0](http://www.eiu.com/site_info.asp?info_name=about_eiu&rf=0). (citace 11. 9. 2009).

**EGGER, P, GRUBER, S., PFAFFERMAYR, M.** (2008): The law of one price: conditional convergence evidence from disaggregated data. *Applied Economics*, 2008, (iFIRST), URL: <http://www.informaworld.com/smpp/content~db=all~content=a792950947?words=gruber&hash=817491416> (citace 25. 9. 2009).

**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.

**ENGEL, C., ROGERS, J. H.** (1996): How Wide is the Border? *American Economic Review*, vol. 86, December 1996, no. 5, s. 1112–1125.

**ENGEL, C., ROGERS, J. H.** (2004): European product market integration after the euro. *Economic Policy*, vol. 19, 2004, issue 39, s. 347–384.

**THE ECONOMIST** (2004): Finance And Economics: Burgers or beans? The Starbucks index. *The Economist*, vol. 370, No. 8358, January 15, 2004, s. 75.

**THE ECONOMIST** (2009): Finance And Economics: Cheesed off; the Big Mac index. *The Economist*, vol. 392, no. 8640, July 18, 2009, s. 74.

**EUROSTAT** (2006): EUROSTAT – OECD Methodical manual on purchasing power parities. Luxembourg, EUROSTAT, OECD 2006.

**EUROSTAT** (2009): Database National Accounts. Luxembourg, EUROSTAT 2009. <http://http://epp.eurostat.ec.europa.eu/> (citace 27. 10. 2009).

**EUROSTAT** (2009a): Database Prices (Purchasing Power Parities). Luxembourg, EUROSTAT 2009 (a). <http://http://epp.eurostat.ec.europa.eu/> (citace 27. 10. 2009).

**FABER, R. P., STOCKMAN, A. C. J.** (2007): A Short History of Price Level Convergence in Europe: A Reconstruction. Budapešť, Paper prepared for the 22<sup>nd</sup> EEA Congress: 2007 (mimeo).

**FENDEL, R., FRENKEL, M.** (2009): Inflation differentials in the Euro area: did the ECB care? *Applied Economics*, vol. 41, April 2009, No. 10, s. 1293–1302.

**FEENSTRA, R. C., TAYLOR, A. M.** (2008): *International Economics* (1<sup>st</sup> edition). New York, Worth Publishers 2008.

**FEENSTRA, R., HESTON, A., TIMMER, M. P., DENG, H.** (2009): Estimating Real Production and Expenditures Across Nations: A Proposal for Improving the Penn World Tables. *Review of Economics and Statistics*, vol. 91, February 2009, no. 1, s. 201–212.

**FROOT, K. A., KIM, M., ROGOFF, K.** (2001): The law of one price over 700 years. Washington, IMF, IMF Working Paper No. 174, November 2001.

**FUNKE, K., KOSKE, I.** (2007): Does the Law of One Price Hold within the EU? A Panel Analysis. *International Advances in Economic Research*, vol. 14, February 2008, No. 1, s. 11–24.

**FURCERI, D.** (2005):  $\beta$  – and  $\sigma$  – convergence: a mathematical relation of causality. *Economic Letters*, vol. 89, February 2005, No. 2, s. 212–215.

**GALOR, O.** (1996): Convergence? Inferences from Theoretical Models. *The Economic Journal*, vol. 106, No. 437. July 1996, s. 1056–1069.

**GIL-PAREJA, S., SOSVILLA-RIVERO, S.** (2008): Price convergence in the European car market. *Applied Economics*, vol. 40, 2008, No. 2, s. 241–250.

**GHOSH, A. R., WOLF, H. C.** (1994): Pricing in International Markets: Lessons From The Economist. Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No.4806, July 1994.

**GOLDBERG, P. K., VERBOVEN, F.** (2001): The Evolution of the Dispersion in the European Car Market. *Review of Economic Studies*, vol. 68, (October) 2001, No. 4, s. 811–848.

**GOLDBERG, P. K., VERBOVEN, F.** (2004): Cross-country price dispersion in the euro area: a case study of the European car market. *Economic Policy*, vol. 19, October 2004, issues 40, s. 483–521.

**GREENE, W. H.** (2008): *Econometrics analysis* (6<sup>th</sup> ed.). Upper Saddle River, Pearson, Prentice Hall 2008.

**HARRIS, R. D. F., TZAVALIS, E.** (1999): Inference from unit root test in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, vol. 91, August 1999, issue 2, s. 201–226.

- HASKEL, J., WOLF, H.** (1999): Why Does the 'Law of One Price' Fail? A Case Study. London, CEPR, CEPR Discussion Paper No. 2187, July 1999, 20 s.
- HASKEL, J., WOLF, H.** (2000): From Big Macs to iMacs. *World Economics*, vol. 1, April 2000, issues 2, s. 167–178.
- HEIDRA, B. J., PLOEG, VAN DER F.** (2002): *The foundations of modern macroeconomics*. Oxford, Oxford University Press 2002.
- HENDERSON, V., STOREYGARD, A., WEIL, D. N.** (2009): Measuring economic growth from outer space. Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No. 15199, July 2009.
- HOLUB, T., ČIHÁK, M.** (2005): Price Convergence in EU-Accession Countries: Evidence from the International Comparison. *Economie Internationale*, vol. 102, 2005, issue 2, s. 59–82.
- HORVÁTH, J., RÁTFAI, A., DÖME, B.** (2008): The border effect in small open economies. *Economic Systems*, vol. 32, (March) 2008, issue 1, s. 33–45.
- HESTON, A. SUMMERS, R.**, (1991): The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, '1950–1988'. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, May 1991, No. 2, s. 327–368.
- HOBGIN, B., FRANCES, P. H.** (2000): Asymptotically perfect and relative convergence of productivity. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 15, January/February 2000, No. 1, s. 59–81.
- HORVÁTH, R., KOPRNICKÁ, K.** (2008): Inflation Differentials in New EU Member States: Empirical Evidence. *Czech Journal of Economics and Finance, Finance a úvěr*, vol. 58, 2008, č. 7–8, s. 318–328.
- INGIANNI, A., ŽDÁREK, V.** (2009): Real convergence in the new member states: myth or reality? *Journal of economic integration*, vol. 24, 2009, No. 2, s. 295–320.
- IM, K. S., PESARAN, M. H., SHIN, Y.** (2003): Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, vol. 115, 2003, No. 1, s. 53–74.
- ISARD, P.** (1977): How Far Can We Push the "Law of One Price"? *American Economic Review*, vol. 67, December 1977, No. 5, s. 942–948.
- LANE, P. R.** (2006): The Real Effects of EMU. London, CEPR, CEPR Discussion Paper Series No. 5536, March 2006, 39 s.
- LEVIN, A., LIN, CH-F., CHU, CH-S. J.** (2002): Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, vol. 108, May 2002, issues 1, s. 1–24.



- LICHTENBERG, F. R.** (1994): Testing the convergence hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 76, 1994, No. 3, s. 576–579.
- LUTZ, M.** (2003): Price Convergence under EMU? First Estimates. St. Gallen, University of St. Gallen, Department of Economic Working Paper No. 8, 2003.
- 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*, Vol. 12, 2004, No. 3, s. 456–475.
- JOHNSON, S., LARSON, W., PAPAGEORGIU, CH., SUBRAMANIAN, A.** (2009): Is Newer Better? Penn World Table Revisions and Their Impact on Growth Estimates. Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No. 15455, October 2009.
- KUBÍČEK, J.** (2007): Dlouhodobý ekonomický růst, produktivita a konvergence. (Materiál pro seminář HP\_482.) Praha, VŠE 2007 (mimeo).
- MARSHALL, A.** (1920): *Principles of economics: an introductory volume* (8<sup>th</sup> ed.). Philadelphia, Porcupine press 1920.
- MÉJEAN, L., SCHWELLNUS, C.** (2009): Price convergence in the European Union: Within firms or composition of firms? *Journal of International Economics*, vol. 78, June 2009, issue 1, s. 1–10.
- MILLS, T. C., PATTERSON, K.** (eds.) (2006): *Palgrave Handbook of Econometrics. Vol. 1. Econometric Theory*. Houndmills, Hampshire & New York, Palgrave Macmillan, 2006.
- MONGELLI, F. P., VEGA, J. L.** (2006): What Effects is EMU Having on the Euro Area and its Member Countries? Frankfurt, European Central Bank, ECB Working Paper Series, No. 599, March 2006.
- NESTIĆ, D.** (2005): Price Level Convergence: Croatia, Transition Countries and the EU. Zagreb, Croatian National Bank, CNB Working Paper No. W-13, 2005.
- NEVO, A.** (2001): Measuring Market Power in the Ready-to-Eat Cereal Industry. *Econometrica*, vol. 69, (March) 2001, No. 2, s. 307–342.
- OBSTFELD, M., TAYLOR, A. M.** (1997): Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. *Journal of Japanese and International Economies*, vol. 11, December 1997, No. 4, s. 441–479.
- PARSLEY, D. C., WEI, S.-J.** (2003): A prism into the PPP puzzles: The microfoundations of Big Mac real exchange rates. Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No. 10074, November 2003.

**RAVN, M. O., SCHMITT-GROHÉ, S., URIBE, M.** (2007): Pricing to Habits and the Law of One Price. London, CEPR, CEPR Discussion Paper No. 6030, January 2007.

**ROGERS, J. H.** (2002): Monetary Union, Price Level Convergence, and Inflation: How Close is Europe to the United States? Washington, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper 740, October 2002.

**ROGERS, J. H.** (2007): Monetary union, price level convergence, and inflation: How close is Europe to the USA? *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, April 2007, issue 3, s. 785–796.

**ROGOFF, K.** (1996): The Purchasing Power Puzzle. *Journal of Economic Literature*, vol. 34, June 1996, No. 2, s. 647–688.

**SALA-I-MARTIN, X.** (1996): The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, vol. 106, July 1996, No. 437, s. 1019–1036.

**SARNO, L., TAYLOR, M. P.** (2002): *The economics of exchange rates* (1<sup>st</sup> ed.). Cambridge, Cambridge University Press 2002.

**SLAVÍK, C.** (2007): Reálná konvergence České republiky k Evropské unii v porovnání s ostatními novými členskými zeměmi. *Politická ekonomie*, vol. LV, 2007, No. 1, s. 23–40.

**SOSVILLA-RIVERO, S., GIL-PAREJA, S.** (2004): Price convergence in the European Union. *Applied Economic Letters*, vol. 11, January 2004, issue 1, s. 39–47.

**SCHWARZ, J.** (2009): Impact of Institutions on Cross-Border Price Dispersions. (Doktorská disertační práce.) IES FSV UK, Praha 2009.

**TAYLOR, A. M., TAYLOR, M. P.** (2004): The Purchasing Power Parity Debate. Cambridge, MA, NBER, NBER Working Paper No. 10607, July 2004.

**UBS** (2006): Prices and Earnings. A comparison of purchasing power around the globe – 2006 edition. Zurich, UBS Wealth Management Research, 2006. URL: [http://www.ubs.com/1/e/ubs\\_ch/wealth\\_mgmt\\_ch/research.html](http://www.ubs.com/1/e/ubs_ch/wealth_mgmt_ch/research.html) (citace 2. 9. 2009).

**UBS** (2008): Preise und Löhne. Ein Kaufkraftvergleich rund um die Welt. Update der Ausgabe 2006. Zürich, UBS, März 2008, 11 s.

**VAN DEN BERG, G. J.** (2005): Revolutionary Effects of New Information Technologies. London, CEPR, CEPR Discussion Paper No. 5147, July 2005.

**WODON, Q., YITZHAKI, S.** (2006): Convergence forward and backward? *Economic Letters*, vol. 92, January 2006, No. 1, s. 47–51.

**WOLSZCZAK-DERLACZ, J.** (2008): Price convergence in the EU – an aggregate and disaggregate approach. *International Economics and Economic Policy*, vol. 5, 2008, Nos. 1–2, s. 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*, vol. 40, 2009, No. 2, s. 37–59.

**ŽDÁREK, V.** (2006): Nominální konvergence v České republice – vybrané aspekty a implikace. Praha, CES VŠEM, WP CES VŠEM, č. 6, 2006.

**ŽDÁREK, V.** (2007): Strukturální aspekty cenové konvergence. In: Kadeřábková, A. a kol. *Růst, stabilita a konkurenceschopnost III*. Praha, Linde 2007, s. 97–118.

**ŽDÁREK, V.** (2008): Some Thoughts on Nominal Convergence, Its Drivers and Determinants for the new EU Member States Preparing the Euro Adoption. *Prague Economic Papers*, vol. 15, 2008, No. 4, s. 291–318.