

Hypotéza endogenity teorie OCA v zemích střední a východní Evropy

Diplomová práce

Vedoucí práce:
doc. Ing. Petr Rozmahel Ph.D.

Autor:
Bc. Zdeněk Míč

Brno 2015

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Zpracovatel : **Bc. Zdeněk Míč**
Studijní program: Ekonomika a management
Obor: Manažersko-ekonomický

Název tématu: **Hypotéza endogenity teorie OCA v zemích střední a východní Evropy**

Zásady pro vypracování:

1. Úvodní část obsahuje vysvětlení motivace pro volbu daného výzkumného problému, aktuálnost a jeho význam.
2. Literární rešerše je zaměřena na vědecké práce z oblasti ekonomie měnové integrace, zejména obsahuje deskriptivní analýzu prací věnujících se teorii optimálních měnových oblastí.
3. Hlavním cílem práce je ověřit platnost hypotézy endogenního charakteru teorie OCA a identifikovat faktory ovlivňující sladěnost hospodářských cyklů EU se zaměřením na země střední a východní Evropy.
4. Hlavní metodou použitou v práci je vícerozměrná regresní analýza s využitím detrendovacích technik a filtrů při identifikaci cyklické složky makroekonomických časových řad. Sladěnost hospodářských cyklů je měřena pomocí korelační analýzy.
5. V analytické části práce jsou testovány proměnné regresního modelu ovlivňující korelaci hospodářských cyklů vybraných zemí EU.
6. Závěrečná část práce obsahuje shrnutí hlavních výsledků a odvození implikací pro makroekonomickou politiku zkoumaných států.

Rozsah práce: cca 70 stran

Seznam odborné literatury:

1. GRAUWE, P D. *Economics of monetary union*. 7. vyd. New York: Oxford University Press, 2007. 281 s. ISBN 978-0-19-929780-1.
2. LACINA, L. a kol. *Měnová integrace : náklady a přínosy členství v měnové unii*. 1. vyd. Praha: C.H. Beck, 2007. 538 s. Beckova edice ekonomie. ISBN 978-80-7179-560-5.
3. FIDRMUC, J. and KORHONEN, I. Meta-analysis of the business cycle correlation between the euro area and the CEECs. *Journal of Comparative Economics*. 2006, Vol. 34, No. 3, pp. 518-537. ISSN 01475967.
4. FRANKEL, J. and ROSE, A.. The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *The Economic Journal*, vol. 108, no. 449, July 1998, pp. 1009-1025.
5. KUČEROVÁ, Z. *Teorie optimální měnové oblasti a možnosti její aplikace na země střední a východní Evropy*. Praha: Národohospodářský ústav Josefa Hlávky, 2005. 141 s. ISBN 80-86729-18-4.

Datum zadání diplomové práce: duben 2013

Termín odevzdání diplomové práce: květen 2014




Bc. Zdeněk Míč
Autor práce



Ing. Petr Rozmahel, Ph.D.
Vedoucí práce



Ing. Marcel Ševela, Ph.D.
Vedoucí ústavu



prof. Ing. Jana Stávková, CSc.
Děkanka PEF MENDELU

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucímu mé diplomové práce doc. Ing. Petru Rozmahelovi, Ph.D. za jeho odborné vedení, komentáře, cenné rady a veškeré konzultace, které mi poskytl při psaní této práce. Jeho přístup byl odborně a především lidsky velmi inspirující.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Hypotéza endogenity teorie OCA v zemích střední a východní Evropy** vypracoval samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědom, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 5. 1. 2015

Abstract

MÍČ, Zdeněk. 2015. The endogeneity hypothesis of the theory of optimum currency areas in the countries of Central and Eastern Europe. Diploma thesis. Brno: Mendel University in Brno.

This diploma thesis examines the endogeneity hypothesis of the optimum currency area theory. Cyclical components of gross domestic product and index of industrial production are identified by three selected techniques. The convergence of the surveyed countries is assessed by correlation and cluster analysis. Correlation coefficients between the euro area and the 26 countries are used as dependent variables. Independent variables represent the optimum currency area criteria. Influence of the optimum currency area criteria upon the correlation of business cycles is verified in the 66 simple and 11 multivariate regressions. According to the empirical results, convergence of business cycles is endogenous, endogeneity hypothesis is not rejected.

Keywords

Endogeneity hypothesis, optimum currency area criteria, convergence of business cycles, multivariate regression analysis.

Abstrakt

MÍČ, Zdeněk. 2015. Hypotéza endogenity teorie OCA v zemích střední a východní Evropy. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně.

Tato diplomová práce verifikuje hypotézu endogenity teorie optimální měnové oblasti. Za tímto účelem jsou aproximovány cyklické komponenty hrubého domácího produktu a indexu průmyslové produkce třemi zvolenými technikami. Konvergence zkoumaných zemí je posouzena korelační a shlukovou analýzou. Korelační koeficienty mezi eurozónou a 26 zkoumanými zeměmi poté vstupují jako vysvětlované proměnné do regresní analýzy. Vysvětlující proměnné představují základní charakteristiky teorie OCA. V 66 jednoduchých a 11 vícerozměrných regresech je potom zkoumána závislost mezi nimi. Empirické výsledky potvrzují endogenní charakter korelace hospodářských cyklů, hypotéza endogenity není zamítnuta.

Klíčová slova

Hypotéza endogenity, kritéria optimální měnové oblasti, konvergence hospodářských cyklů, vícerozměrná regresní analýza.

Obsah

1	Úvod	15
2	Cíl	18
3	Metodický postup	19
3.1	Výpočet regresandů	19
3.1.1	Logaritmická diference prvního řádu (FOD).....	20
3.1.2	Filtr Hodrick-Prescottův (HP).....	20
3.1.3	Filtr Baxter-Kingův (BK)	21
3.2	Výběr regresorů.....	22
3.3	Analyzované země	23
3.4	Měření sladění.....	24
3.4.1	Korelační analýza	24
3.4.2	Shluková analýza.....	25
3.5	Struktura práce	25
4	Hypotéza endogenity	27
4.1	Vliv bilaterálního obchodu	27
4.1.1	Frankel, Rose (1998)	29
4.1.2	Fidrmuc (2001).....	31
4.1.3	Silvestre, Mendonça a Passos (2007).....	34
4.1.4	Caporale, De Santis, Girardi (2013)	34
4.2	Vliv volatility měnových kurzů	35
4.2.1	Artis, Zhangová (1997, 1999).....	35
4.2.2	Inklaar, de Haan (2000).....	36
4.3	Hledání dalších kritérií.....	38
4.3.1	Otto, Voss a Willard (2001).....	38
4.3.2	Darvas, Szapáry (2004)	44
4.4	Exogenita kritérií OCA.....	46
4.4.1	Miles, Vijverberg (2011).....	46

4.4.2	Vieira, Vieirová (2011).....	47
4.4.3	Romana (2013)	48
4.5	Shrnutí literární rešerše	49
5	Verifikace hypotézy endogenity	51
5.1	Konvergence hospodářských cyklů CEECs k eurozóně	51
5.2	Jednoduché regrese	58
5.2.1	Vnitroodvětvový obchod	59
5.2.2	Otevřenost ekonomiky	61
5.2.3	Inflace.....	63
5.2.4	Dlouhodobá úroková míra.....	63
5.2.5	Nominální měnový kurz	64
5.2.6	Investice	65
5.2.7	Turistický ruch	67
5.2.8	Dummy proměnná společného jazyka	68
5.2.9	Dummy proměnná společné hranice.....	68
5.2.10	Shrnutí jednoduchých regresí	69
5.3	Vícerozměrné regrese.....	70
6	Diskuse	80
7	Závěr	83
8	Literatura	85
A	Hospodářské cykly CEECs, jádra eurozóny, eurozóny a USA, techniky FOD, HP a BK filtr	92
B	Výpočet agregátní dummy proměnné společného jazyka	96
C	Násobné grafy dle regresandu	97
D	Vstupní data regresí pro regresandy HDP_fod, HDP_hp a HDP_bk	100
E	Vstupní data regresí pro regresandy sq_sq_IPP_fod, sq_sq_IPP_hp a sq_sq_IPP_bk	101
F	Vyrovnané a skutečné hodnoty vícerozměrných regresí	102
G	Vývoj GL indexu za období 1995–2013	106

H	Seznam obrázků	107
I	Seznam tabulek	109
J	Seznam zkratek	111

1 Úvod

Při posuzování schopnosti zemí EU přijmout euro se nabízí řada testovacích kritérií. Na jedné straně jsou zde povinné oficiální normativy, maastrichtská kritéria nominální konvergence, která musí kandidátská země bezpodmínečně splnit před přijetím eura. Faktem ale je, že maastrichtská kritéria a jejich kritériální hodnoty nejsou výsledkem ekonomických studií, ale politických debat. Ekonomie jako věda ani nemůže určit přesné hraniční hodnoty maximálně udržitelného deficitu, dluhu, inflace, úrokové míry nebo rozpětí nominálního kurzu. Vůbec samotný výběr těchto kritérií je velmi diskutabilní, natož určení jejich trvale udržitelných kritériálních hodnot, které byly v Bruselu arbitrárně nastaveny tak, aby je splnily dvě největší ekonomiky EU, Francie a Německo (Kohout, 2010). Není tedy překvapením, že maastrichtská kritéria neplní svou základní funkci, nejsou schopna posoudit trvalou udržitelnost eura a neprověřují adaptační mechanismy vůči asymetrickým šokům u zemí, které přišly o vlastní monetární politiku a možnost ovlivnit svůj měnový kurz¹. Do eurozóny potom byly přijaty země, které svou reálnou výkonností na euro bez podpory ostatních členských zemí nemají.

Po vstupu do eurozóny byly její členské země a i všechny ostatní země EU vázány ke stejné fiskální disciplíně Paktem stability a růstu, který byl všeobecně nedodržován a v roce 2004 se (po neudělení sankcí Evropským soudním dvorem Německu a Francii za jejich vysoké deficity) stal fakticky nevymahatelným. Dílčí obrat ve vymáhání fiskální disciplíny nastal v roce 2012, kdy byla vůbec poprvé potrestána země EU za svůj nadměrný schodek. Maďarsku bylo pozastaveno čerpání z Fondu soudržnosti o objemu 495 miliónů eur s účinností od 1. ledna 2013. Pakt stability a růstu byl pro svou nevymahatelnost v březnu roku 2012 nahrazen novými fiskálními pravidly. K fiskálnímu kompaktu se nepřipojily pouze dvě členské země EU, ČR a Velká Británie. Strukturální deficit nově nesmí překročit půl procenta HDP. Pokud je veřejný dluh země menší než 60 %, potom je tolerován strukturální deficit až do výše jednoho procenta. Fiskální disciplína a její vymáhání je však pro EU stále velkým problémem, i když v posledních letech rostou politické snahy o zpřísnění fiskálních pravidel a jejich vymáhání (patria.cz, 2014).

Nedodržování fiskální disciplíny a současná dluhová krize v EU vedla v teoretické rovině ke snaze revidovat zejména maastrichtská kritéria nominální konvergence, na druhé straně vede k příklonu ke druhé skupině testovacích kritérií, která vychází z ekonomické teorie, teorie optimální měnové oblasti (OCA²).

Teorie OCA urazila za svou padesátiletou dobu své existence dlouhou cestu. Nejedná se o ucelenou teorii poznatků, jedná se spíše o množství heterogenních článků a studií, které se zabývají vztahy mezi zeměmi, regiony a měnami, které na tomto území obíhají a snaží se nalézt jejich optimální uspořádání (Kučerová, 2005, s. 9, 12). Teorie je obvykle dělena do tří vývojových etap, které jsou úzce provázány s historií evropské integrace. V šedesátých letech byly položeny její základní postu-

¹ Hluběji se kritice maastrichtských kritérií i jejich možné revizi věnuje např. Búry (2010, s. 3–11).

² Z anglického Optimum Currency Areas.

láty. Teorie vznikala na pozadí krize a zániku Bretton-Woodského měnového systému a v tomto kontextu se vlastně jednalo o spor mezi zastánci plovoucích a fixních kurzů. Vznikly první požadavky na členské země usilující o společnou měnu. Druhé období se v sedmdesátých a osmdesátých letech snaží vyjasnit často protichůdná kritéria OCA, vznikají první analýzy přínosů a nákladů společné měny. V poslední empirické fázi vzniká velké množství studií, které posuzují vhodnost zemí zavést společnou měnu. Tato fáze nastupuje v devadesátých letech a trvá dodnes. Zevrubnému vývoji teorie OCA od jejího zakladatele R. Mundella (1961) po empirickou současnost však nebude v této práci věnován další prostor vzhledem k velkému množství studií, které na toto téma již vznikly, např. Mongelli (2002, s. 8–27), Horvath (2003, s. 12–25), Kučerová (2005, s. 9–31), Kenen (2000, s. 4–11), Rozmahel (2006, s. 32–54), Tavlas (1993, s. 1–23), Horvath a Komárek (2002, s. 7–13), aj.

Předmětem zájmu této práce je hypotéza endogenity poprvé empiricky testována ve studii Frankela a Roseho, publikované v *The Economic Journal* roku 1998³. Autoři odhadují regresní model, ve kterém prokázali pozitivní vliv bilaterálního obchodu na korelaci hospodářských cyklů. Z teoretického hlediska se se vstupem země do měnové unie předpokládá (vlivem ztráty kurzového rizika a transakčních nákladů) dodatečný nárůst bilaterálního obchodu, který povede k vyšší provázanosti ekonomik a tím pádem k vyšší korelaci hospodářských cyklů. Prakticky jde o to, že hospodářský cyklus kandidátské země měnové unie nemusí být plně synchronizovaný s měnovou unií *ex ante*, ale samotný vstup do měnové unie bude impulzem pro jejich sladění *ex post*.

Toto téma je velmi aktuální s ohledem na probíhající integraci EU, resp. rozšiřování třetí fáze Hospodářské a měnové unie (EMU), a vzhledem k postavení ČR k eurozóně jako kandidátské země, která nemá vyjednanou opt-out klauzuli (jako např. Dánsko či Velká Británie). Otázkou potom podle dosud platných smluv není, zda má ČR přijmout/nepřijmout euro, ale kdy tak má učinit. Načasování vstupu do měnové unie je vždy klíčovou záležitostí ovlivňující náklady a přínosy ze zavedení společné měny. Žádná závazná lhůta pro ČR není stanovena. Je na české vládě, aby sama stanovila datum nebo alespoň časový horizont, ve kterém bude usilovat o zavedení eura. K tomu jí poslouží výroční zprávy MFČR a ČNB, které se o analýzy reálné konvergence opírají. Hypotéza endogenity je s tímto rozhodováním úzce svázána. Vedle analýz, které vychází z historických dat, totiž přichází s novým přístupem empirického výzkumu, který je založen na endogenní povaze korelace hospodářských cyklů.

Předkládaná diplomová práce přispívá k ekonomické diskusi o platnosti hypotézy endogenity teorie OCA. Jde tedy o to, jestli sladění hospodářských cyklů je endogenní (závisí na řadě dalších kritérií, jako např. vnitroodvětvový obchod, inflace aj.), nebo je exogenní (mezi kritérii OCA a sladěností hospodářských cyklů

³ Studie s drobnými úpravami v metodice a rozsahu výpočtů, nicméně se stejnými závěry je dohledatelná např. na stránkách NBER již z roku 1996. Proto je u řady autorů jako pilotní studie na toto téma uváděna práce Frankel, Rose (1996).

není žádný kauzální vztah). Proto je na základě jednoduché a vícerozměrné regresní analýzy testován vliv kritérií OCA na korelaci hospodářských cyklů. Hospodářský cyklus je popsán makroekonomickými ukazateli hrubého domácího produktu (HDP) a indexem průmyslové produkce (IPP). Jsou aplikovány tři detrendovací techniky, do odhadu je zařazeno celkem 11 regresorů. Analýza se primárně týká zemí střední a východní Evropy (CEECs), nicméně do vícerozměrné regrese jsou zařazeny údaje 26 průmyslových zemí Evropy. Jako zástupce exogenního světového cyklu jsou zařazeny USA, benchmarkem je eurozóna.

2 Cíl

S ohledem na vývoj dluhové krize v EU a na budoucí rozšiřování třetí fáze EMU lze identifikovat snahy o revizi maastrichtských kritérií nominální konvergence, na druhé straně roste zájem o testování konvergence reálné. Tyto práce vychází z tzv. novodobého pojetí teorie OCA, mezi stěžejní oblasti výzkumu se v soudobé literatuře řadí synchronnost hospodářských cyklů, podobnost šoků a strukturální podobnost ekonomik (OCA index).

Vedle tradiční metodiky empirických prací, které se zabývaly analýzou historických dat, přichází studie Frankel a Rose (1998) s novým způsobem uvažování. Na základě prokázání pozitivního vztahu mezi vnitroodvětvovým obchodem a korelací hospodářských cyklů je vyslovena základní teze hypotézy endogenity: země, která vstoupí do měnové unie, odstraní významné bariéry v zahraničním obchodě (transakční náklady a kurzové riziko), a proto zvýší svou obchodní výměnu s měnovou unií *ex post*. Tím bude země konvergovat k měnové unii. Proto nemusí země vstupující do eurozóny splňovat OCA kritéria *ex ante*, protože se očekává jejich dodatečné naplnění po přijetí společné měny.

Hlavním cílem diplomové práce je na základě vícerozměrné regresní analýzy ověřit platnost hypotézy o endogenním charakteru kritérií optimální měnové oblasti. Na základě převažujícího ekonomického konsensu je stanovena **pracovní hypotéza**, že korelace hospodářských cyklů je endogenního charakteru.

Za tímto účelem jsou stanoveny **tři výzkumné otázky**, které podmiňují naplnění hlavního cíle:

1. Konvergovaly CEECs k eurozóně a jak velká tato konvergence byla ve srovnání s konvergencí Francie a Německa k eurozóně za období 1994–2014?

Soudobá literatura se často věnuje posuzování konvergence zemí v EMU. Členské země eurozóny jsou děleny na jádro a periferie (CEECs), které by v duchu hypotézy endogenity měly konvergovat k eurozóně výrazněji, než země jejího jádra.

2. Převažuje v bilaterálním obchodě vnitroodvětvový obchod? Jaký je jeho vliv na sladěnost hospodářských cyklů?

Většina soudobých studií potvrzuje integrační roli vnitroodvětvového obchodu, spory ale převažují nad strukturou zahraničního obchodu. Je tvořen převážně vnitroodvětvově, nebo meziodvětvově?

3. Jaké další faktory ovlivňují sladěnost hospodářských cyklů?

Vedle vnitroodvětvového obchodu je testován vliv mnoha dalších kritérií OCA, např. nominálního kurzu, investic, inflace, úrokových měr, dummy proměnných (společné hranice, jazyka) a dalších. Snahou je prokázat statistický vliv co největšího počtu regresorů a vysvětlit co nejvíce variability z korelace hospodářských cyklů.

3 Metodický postup

V práci jsou užity tři základní metody logického myšlení. Analýza je využita při studiu empirických prací zabývajících se endogenitou. Korelační, shluková a regresní analýza je využita při empirickém testování hypotézy endogenity. Syntéza na analýzu úzce navazuje, jejím prostřednictvím jsou získané poznatky shrnuty a prezentovány. Třetí metodou je komparace, umožňující srovnání různých studií, ale i různých jednoduchých a vícerozměrných regresí.

Ačkoli v posledních dvou dekadách roste zájem o studie zabývajících se endogenitou, je nutné hned v úvodu zdůraznit, že neexistuje žádný metodologický konsenzus na postupu zpracování dat, identifikace hospodářského cyklu, na způsobu interpretace výsledků apod. Subjektivní přístup výzkumníka a jeho zkušenosti proto hrají podstatnou roli.

Stěžejním analytickým nástrojem této práce je vícerozměrná regresní analýza:

$$\text{Corr}(v, s)_i = \alpha + \beta_{1i}X_{1i} + \beta_{2i}X_{2i} + \dots + \beta_{ni}X_{ni} + \varepsilon_i \quad (1)$$

kde $\text{Corr}(v, s)$ představuje korelační koeficient hospodářských cyklů identifikovaný metodou v pomocí hospodářského ukazatele s mezi i tou zemí a eurozónou. n -tý regresor X_{ni} ovlivňuje korelaci hospodářských cyklů mezi i tou zemí a eurozónou.

Pro odhad parametrů regresních modelů je použita metoda nejmenších čtverců (OLS), hladina významnosti je zvolena na 10% hranici. Data jsou sezónně očištěna přímo u zdroje (Eurostatu), výpočty a zpracování dat jsou provedeny v programech Gretl, Excel a Statistica.

3.1 Výpočet regresandů

Regresandem modelu je korelační koeficient mezi cyklickými komponentami hospodářských cyklů. Jak uvádí de Haan, Inklaar a Jong-A-Pin (2008, s. 236) nejčastěji analyzovanými národohospodářskými ukazateli jsou HDP a IPP. Nejinak tomu je i v této práci. I když zjednodušení hospodářského cyklu pouze na dva ukazatele je značné. Hospodářský cyklus, který představuje např. podle Samuelsona a Nordhause (2007, s. 468) „výkyvy ve výstupu, příjmech a zaměstnanosti, které postihují celou ekonomiku a obvykle trvají něco mezi dvěma až deseti lety“ lze totiž popsat celým souborem dalších ukazatelů, např. zaměstnaností, spotřebou, investicemi, úrokovou mírou apod. Prezentace takového množství výsledků ale značně převyšuje rozsah tohoto textu. Proto je analyzován pouze HDP a IPP, robustnost výsledků je zvýšena o tři techniky detrendování. Je to určitý kompromis mezi robustností výsledků a jejich možnou prezentací.

Práce naráží na tradiční problém časových řad, které jsou často nekompletní a neporovnatelné. Pro mezinárodní srovnatelnost musí být data zpracována podle stejné metodiky, musí být vyjádřena ve stejné měně/jednotce a přepočtena podle parity kupní síly. Reálné ukazatele musí být vyčísleny ve stálých cenách stejného roku. Primární zkoumané období je zvoleno 1994:3–2014:2, rozsah souboru je pro

čtvrtletní řady 80 pozorování, u regresorů s měsíční frekvencí 240 pozorování. Časové řady HDP v milionech eur při cenové hladině roku 2005 jsou na Eurostatu až na malé výjimky pro všechny analyzované země dostupné, řady IPP (2010=100) jsou ale pro většinu zemí dostupné až od roku 2001. Databáze OECD, která zpracovává data podle stejné metodiky ESA 95/2010 jako Eurostat, poskytuje údaje IPP už od roku 1994, bohužel je ale IPP vztažen k roku 2005 a především zcela chybí data pro Lotyšsko a Litvu, které nejsou jejími členy. MMF zpracovává data na základě jiné metodiky GFS⁴ 1986, resp. 2001. Od její databáze je proto upuštěno. Protože nebylo možné dohledat řady IPP (2010=100) za období 1994–2014 pro všechny zkoumané země, které by umožňovaly srovnání s Eurostatem, sledují vstupní řady IPP kratší období 2001–2014. Jedinou zdrojovou databází je potom Eurostat (2014). IPP (2010=100) zahrnuje činnosti, které jsou klasifikovány podle CZ-NACE v sekcích B (těžba a dobývání), C (zpracovatelský průmysl) a D (výroba a rozvod elektřiny, plynu tepla a klimatizovaného vzduchu).

Klasický cyklus je identifikován metodou prvních diferencí (FOD), růstové cykly jsou detrendovány Hodrick-Prescottovým a pásmovým Baxter-Kingovým filtrem. Jiné metodické postupy v této práci nejsou použity ani rozebírány, více např. Rozmahel (2006, s. 57–85), de Haan, Inklaar a Jong-A-Pin (2008, s. 235–241), Canova (1998, s. 1–38).

3.1.1 Logaritmická diference prvního řádu (FOD)

Jedná se o jednoduchou techniku založenou na prvních diferencích přirozených logaritmů časových řad:

$$\Delta x = \ln x_{t+1} - \ln x_t \quad (2)$$

kde x_t představuje hodnotu ekonomické veličiny v čase t .

Cílem FOD je řadu stacionarizovat. To je nutný předpoklad pro řadu dalších analýz. Trend je odříznut, řada je zkrácena o jedno měření. Diferencí může být provedeno více, v této práci jsou užity diference prvního řádu. S každou další diferencí se posunuje koheze s původní časovou řadou (jsou posunuty body zvratu) a ekonomická interpretace takto transformovaných dat je obtížná. I přes to je v řadě prací využito čtvrtých diferencí, např. Frankel a Rose (1998), Fidrmuc (2001) aj.

3.1.2 Filtr Hodrick-Prescottův (HP)

HP filtr patří v odborné literatuře mezi nejpoužívanější techniky identifikace cyklické složky. Neexistuje však všeobecný konsenzus na tom, že by právě filtry, nebo dokonce přímo HP filtr, byly nejvhodnější technikou identifikace hospodářského cyklu. Např. Darvas a Szapáry (2004, s. 4) považují za nejpoužívanější techniku

⁴ Metodika GFS je postavena na principu zrealizovaných peněžních toků oproti metodice ESA 95, která pracuje s daty na akruálním principu. Obě metody vykazují např. různý vládní deficit, vzhledem k rozdílně vymezenému vládnímu sektoru.

SVAR model, který se zaměřuje na analýzy náhodné složky. Mezi filtry je často používán Baxter-Kingův filtr apod.

Ale zpět k HP filtru. Jedná se o vysokofrekvenční filtr, který propouští nízkofrekvenční komponenty s frekvencí kratší než 8 let. Výsledkem je trend (de Haan, Inklaar a Jong-A-Pin, 2008, s. 236). Filtr je založen na minimalizaci vztahu:

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (\ln x_t - \ln x_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\ln x_{t+1}^* - \ln x_t^*) - (\ln x_t^* - \ln x_{t-1}^*)] \right\} \quad (3)$$

kde x je skutečná veličina, x^* představuje trend a λ představuje volitelný vyhlazovací parametr trendu, o jehož velikosti se vedou spory. Hodrick a Prescott doporučují hodnoty λ pro různou frekvenci dat: měsíční 14 400, čtvrtletní 1 600, pololetní 400 a roční 100. V této práci je λ volena podle doporučených hodnot Hodricka a Prescottta. Mnoho empirických studií se ale od těchto hodnot odchyluje, např. Artis, Zhangová (1997, 1999), Inklaar, de Haan (2000) aj. Pro nulovou hodnotu λ by výsledný trend měl stejnou podobu jako původní řada. Naopak, kdyby se λ blížila nekonečnu, výstup by se blížil přímce.

Canova (1998, s. 508) se ve své přehledové studii zabývá vlivem dvanácti různých detrendovacích technik na identifikaci hospodářského cyklu. Podle něj poskytuje HP filtr velmi podobné výsledky jako pásmové filtry, nicméně jsou případy, kdy filtr nezachytí velkou část variability a cyklická komponenta je potom zkreslena. Dalším často zmiňovaným problémem HP filtru je jeho nevěrohodné vyhlazení začátku a konce trendu, které by mohlo být odstraněno jednak zkrácením výsledné komponenty nebo naopak predikcí časové řady do budoucna a následné zkrácení filtrovaného výstupu do původního zkoumaného časového úseku. Jedná se o tzv. **problém konců**. Nicméně predikce časových řad makroekonomických ukazatelů narážejí na problém jejich nevěrohodnosti (historie se neopakuje) a zkracování výstupu u časových řad, které jsou u CEECs z vlastní povahy velice krátké, je kontraproduktivní. V této práci nejsou zmíněné problémy HP filtru nijak řešeny a raději je pro porovnatelnost výsledků zahrnut další filtr, pásmový Baxter-Kingův.

3.1.3 Filtr Baxter-Kingův (BK)

Filtr je založen na spektrální analýze časových řad, je kombinací vysoko a nízkofrekvenčního filtru, výsledná cyklická komponenta obsahuje šumy v rámci pásma stanovených frekvencí. To je podle Baxterové a Kinga hlavní výhodou vůči HP filtru, který část vysokofrekvenčního šumu vůbec nezachycuje. Proto považují svůj filtr za nejvhodnější nástroj k identifikaci hospodářského cyklu (de Haan, Inklaar a Jong-A-Pin, 2008, s. 236).

BK filtr pracuje na bázi klouzavých průměrů, propouští šumy s periodou 6–32 čtvrtletí, jediným volitelným parametrem je délka klouzavého úhrnu K (Rozmahel, 2006, s. 77). Autoři filtru doporučují hodnoty parametru K , pro roční data 3, pro čtvrtletní data 12, pro měsíční data 36. Filtr zkracuje původní řadu zpravidla o tři

roky na začátku i konci řady, celkem tedy o 6 let, proto je jeho aplikace vhodná u delších časových řad.

3.2 Výběr regresorů

Originálním příspěvkem této práce je testování celého souboru regresorů, zcela novou proměnnou, která je zařazena do modelu je proměnná TURIST. Většina regresorů vychází z analyzovaných studií v literární rešerši, které se ale obvykle snaží pouze o jednoduché regrese. O komplexní vícerozměrnou analýzu se pokusili např. Otto, Voss a Willard (2001), ovšem s nejasnými výsledky.

Stejně jako v případě vnitroodvětvového obchodu jsou do modelu zařazeny takové regresory, které se vstupem do měnové unie musí dále změnit. Např. v případě proměnné TURIST představující turistický ruch je předpokládáno, že se vstupem do eurozóny dále naroste. Pokud tedy má tato proměnná pozitivní vliv na korelaci hospodářských cyklů (testováno regresemi), dojde vstupem CEECs do eurozóny k dodatečné sladění *ex post*. Dalším přínosem této práce je, že do modelu zahrnuje více regresorů identifikující vliv stejné determinanty konvergence hospodářských cyklů (vliv investic a otevřenosti ekonomik je popsán dvojicí regresorů). Nedá se totiž předem tvrdit, která modifikace regresoru je k odhadu vhodnější. Tyto dvojice regresorů jsou pravděpodobně kolineární, ale předpokládá se, že se oba pro svou nevýznamnost do výsledného modelu nedostanou. V jednoduchých regresích je nejprve testován vliv následujících 11 regresorů, jejich další popis následuje v kap. 5.2. Poté jsou odhadnuty vícerozměrné modely.

- Vnitroodvětvový obchod GL je měřen pomocí Grubel-Lloydova indexu. Vstupními řadami jsou hodnoty exportu a importu mezi danou zemí a eurozónou podle první úrovně deseti komoditních tříd SITC, v eurech. Do modelu vstupuje průměr ročních GL indexů za zkoumané období. Očekává se pozitivní vliv této proměnné, s rostoucím vnitroodvětvovým obchodem poroste provázanost ekonomik.
- Otevřenost ekonomiky je vypočtena ve dvou modifikacích. Proměnná OPEN_ex,im reprezentuje průměr z čtvrtletních podílů exportů a importu na HDP. Proměnná OPEN_ex je pouze průměr z čtvrtletních podílů exportu na HDP. Vstupními řadami jsou řady exportu, importu a HDP v milionech eur v cenách roku 2005. U obou těchto proměnných se očekává pozitivní vliv na korelaci hospodářských cyklů.
- Inflace HICP_sm je navržena jako směrodatná odchylka měsíčního harmonizovaného indexu spotřebitelských cen dané země (2005 = 100). Pokud bude směrodatná odchylka růst, očekává se divergence ekonomik, tedy vztah nepřímo úměrný.
- Dlouhodobá úroková míra DUM_sm vstupuje do modelu jako směrodatná odchylka měsíčních výnosů z dlouhodobých vládních dluhopisů (dle definice Maastrichtu). Stejně jako u inflace se očekává negativní vliv, s rostoucí volatilitou výnosů na dluhopisových trzích budou ekonomiky divergovat.

- Nominální měnový kurz KURZ_sm vstupuje do modelu opět jako směrodatná odchylka jeho měsíčního vývoje (2005 = 100). Pokud jeho volatilita poroste, očekává se divergence ekonomik.
- Investice jsou kalkulovány ve dvou modifikacích. Proměnná FDI_m vstupuje do regrese jako medián z přímých zahraničních investic (netto). Výsledné hodnoty několikanásobně převyšují vstupní hodnoty ostatních regresorů (viz. příloha D a E), nicméně jejich logaritmování není možné vzhledem k záporným hodnotám. Regresní koeficienty proměnné FDI_m se proto očekávají o několik řádů menší, než u ostatních regresorů. S růstem FDI_m se očekává konvergence zkoumaných zemí. INVEST/HDP_sm je směrodatná odchylka z podílu celkových investic na HDP. U této proměnné se očekává negativní vliv.
- Turistický ruch TURIST je do modelu zařazen v duchu práce Otto, Voss a Willard (2001). Její autoři doporučují do modelu zařazovat i takové proměnné, které zachytí neměřitelné vlivy, jako jsou např. kultura a zvyky. Do modelu vstupuje logaritmus počtu čtyř a vícedenních výletů turistů z EU do zkoumané země. Vzhledem k nedostupnosti dat přímo pro eurozónu je přijat zjednodušující předpoklad, že počet turistů cestujících z EU a z eurozóny do pozorované země je víceméně stejný. Do výpočtu vstupuje logaritmovaný roční údaj za rok 2012, protože Eurostat neuvádí žádná jiná vhodná data. Hypotéza je taková, že s rostoucím počtem zahraničních cest z EU do pozorované země budou tyto ekonomiky konvergovat.
- Dummy proměnná společného jazyka dum_JAZYK je vyčíslena na základě četnosti úředního jazyka ve zkoumaném vzorku 26 zemí. Všem zemím je nejprve přiřazena hodnota nula. Pokud dvě země používají stejný úřední jazyk, zvedá se jejich hodnota o jedničku. Výpočet této proměnné zachycuje příloha B. Očekává se pozitivní vliv na korelaci hospodářských cyklů.
- Dummy proměnná společné hranice dum_HRANICE je posledním regresorem vstupujícím do modelu. Zemím je přiřazena hodnota 1–8 podle počtu jejich sousedů, nejsou započteny země, které nejsou zahrnuty ve vzorku 26 zkoumaných zemí.

Vstupní data regresorů jsou přepočtena do dvou období v závislosti na regresandu. Regresní modely vysvětlující sladěnost cyklů HDP se vztahují k období 1994–2014, modely vysvětlující sladěnost cyklů IPP k období 2001–2014. Pokud chybí některé vstupní hodnoty regresorů, jsou s ohledem na povahu dat doplněny vhodnou statistickou charakteristikou, nejčastěji průměrem, mediánem, nebo jsou hodnoty vynechány (často na začátku časových řad).

3.3 Analyzované země

Analýza se primárně týká CEECs. Nicméně proto, aby bylo možné odhadnout více-rozměrný regresní model, do kterého vstupuje 11 regresorů, je zapotřebí mnohem

většího rozsahu vstupních dat. Proto je do analýzy zařazeno **26 zemí Evropy**⁵. Výsledky jsou prezentovány s důrazem na CEECs, signifikantní je z celkového počtu zemí zejména 10 z nich, pro další interpretovatelnost jsou rozděleny do následujících tří skupin:

- **CEECs1:** Česká republika, Maďarsko, Slovensko, Slovinsko, Polsko
- **CEECs2:** Litva, Lotyšsko, Estonsko
- **jádro eurozóny:** Francie, Německo

Konvergence hospodářských cyklů je vždy vztažena k eurozóně. Eurozóna je chápána jako oblast zemí platících eurem (EU = 18). Výsledky konvergence jsou příležitostně vztaženy k reprezentantovi světového hospodářského cyklu, k ekonomice USA.

3.4 Měření sladění

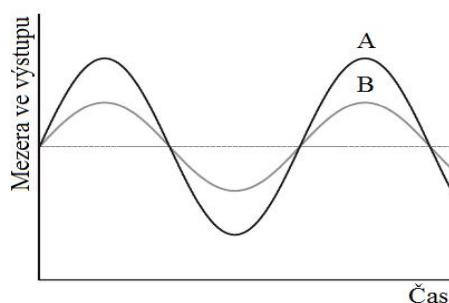
3.4.1 Korelační analýza

Nejpoužívanější metodou měření podobnosti hospodářských cyklů v současné literatuře je jednoduchý Pearsonův korelační koeficient (de Haan, Inklaar, Jong-A-Pin, 2008, s. 237). Korelační koeficient nabývá hodnot z intervalu $\langle -1, 1 \rangle$, je podílem kovariance a součinu dvou směrodatných odchylek:

$$r_{xy} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x_i - \bar{x})^2 \sum (y_i - \bar{y})^2}} \quad (4)$$

Jak ale ilustruje Najman (2012, s. 25), korelační koeficient nedokáže postihnout rozdílnou velikost amplitud u časových řad. Stačí, aby se fáze expanze a kontrakce vyvíjely stejným směrem a aby body zvratu nastaly ve stejný okamžik. Korelační koeficient vrátí hodnotu 1 (stejně tak i index cyklické shody). Nicméně země A, která podléhá vyšším fluktuacím hospodářského cyklu, bude požadovat vyšší změny např. úrokové míry, než země B. Takový případ vývoje ekonomik rozhodně není ideální, navzdory dokonalé korelaci. Proto je konvergence zemí ověřena i shlukovou analýzou.

⁵ Belgie, Bulharsko, Česká republika, Dánsko, Estonsko, Finsko, Francie, Chorvatsko, Itálie, Kypr, Litva, Lotyšsko, Lucembursko, Maďarsko, Malta, Německo, Nizozemí, Norsko, Polsko, Rakousko, Řecko, Slovinsko, Španělsko, Švédsko, Švédsko, USA, Velká Británie.



Obr. 1 Dokonalá korelace i přes nedokonalou podobnost ekonomik, zdroj: Najman (2012, s. 24).

3.4.2 Shluková analýza

Obecně je cílem shlukové analýzy roztrždit danou množinu objektů do shluků, resp. podmnožin tak, aby si objekty v jedné podmnožině byly dostatečně podobné a zároveň rozdílné od objektů v jiném shluku. Shlukovacích metod je známá celá řada a jejich klasifikace je obtížná. Obecně je dělíme na hierarchické metody (u kterých nemusíme dopředu znát počet shluků) a nehierarchické metody. V této práci je stejně jako v práci Rodriguezové (2014) nebo Najmana (2012) použita Wardova metoda, která vychází z Euklidovských vzdáleností a minimalizuje rozptyl vytvářeného shluku. Snaží se o nejvyšší homogenitu, vytvořené shluky jsou proto relativně malé (Žák, 2004, s. 1–3).

Výstupem analýzy je dendrogram. Na ose x jsou uspořádány pozorované objekty a na ose y sledujeme vzdálenost mezi nimi. Jednotlivé shluky jsou spojeny svislými a vodorovnými čarami. Čím kratší je svislá úsečka/vzdálenost mezi dvěma objekty, tím více jsou si podobné.

V této práci je shluková analýza využita za účelem ověření relevance rozdělení zemí do jednotlivých skupin (kap. 3.3), ale zejména pro posouzení konvergence v čase. Je to vlastně alternativní postup ke korelační analýze. Ačkoli shluková analýza je typicky statickou metodou, jsou za tímto účelem podobně jako v práci Sørensen, Gutiérrez (2006, s. 6) dendrogramy porovnány v čase. Pokud dojde k poklesu vzdáleností mezi jednotlivými shluky, potom analyzované země k eurozóně konvergovaly.

3.5 Struktura práce

Práce je členěna do 8 kapitol (bez přílohové části). V úvodu je hypotéza endogenity zařazena do širšího kontextu testování reálné i nominální konvergence a je vysvětlena motivace zkoumání dané problematiky. Následuje cíl práce, pracovní hypotéza, stanovení výzkumných otázek a specifikace použité metodiky.

Čtvrtá kapitola shrnuje studie, které testují endogenní charakter kritérií OCA. Struktura kapitoly je po vzoru Kučerové (2005) netradičně dělena až na konkrétní studie, které jsou podrobně rozebrány a komentovány i z pohledu jiných autorů. V úrovni podkapitol jsou studie rozděleny podle předmětu zkoumání. Stěžejní místo zaujímá testování vlivu vnitroodvětvového obchodu, kterým byla odstartována široká diskuse na toto téma v pilotních pracích Frankela, Roseho (1998)

a Fidrmuce (2001). Kapitulu uzavírá dílčí shrnutí prezentovaných studií s důrazem na kritiku prací teorie OCA.

Pátá kapitola je aplikační částí této práce. Je rozdělena do tří podkapitol. První se věnuje identifikaci hospodářských cyklů metodami FOD, filtry HP a BK. Korelační a shlukovou analýzou je potom identifikována konvergence CEECs a jádra eurozóny k eurozóně. Ve druhé části je stanoveno jedenáct regresorů a je testován jejich vliv na korelaci hospodářských cyklů prostřednictvím jednoduchých regresí. Poslední část se věnuje odhadu jedenácti vícerozměrných regresí s cílem identifikovat vliv co možná největšího počtu regresorů na korelaci hospodářských cyklů.

Následuje diskuse, ve které jsou výsledky srovnány se studií Otto, Voss a Willard (2001). Jsou navrženy kroky dále rozšiřující aplikační část práce. V závěru jsou shrnuty výsledky a jsou vyvozena doporučení pro hospodářskou politiku. Následuje kapitola použité literatury a přílohová část práce.

4 Hypotéza endogenity

Rozmahel (2006, s. 4) uvádí, že „hypotéza endogenity kritérií OCA je založena na existenci vzájemné vazby mezi prohlubující se ekonomickou integrací zúčastněných zemí v procesu měnové unifikace a naplňováním charakteristik OCA. Přijetí jednotné měny představuje eliminaci významné bariéry v intenzitě vzájemného obchodu, čímž dochází k prohloubení ekonomických vazeb zúčastněných ekonomik a následně i sladění jejich hospodářských cyklů a šoků. Teze endogenního charakteru kritérií OCA včetně synchronnosti hospodářských cyklů vede k závěru, že země vstupující do společné měnové oblasti naplní uvedená kritéria *ex post* – tedy po přijetí společné měny“.

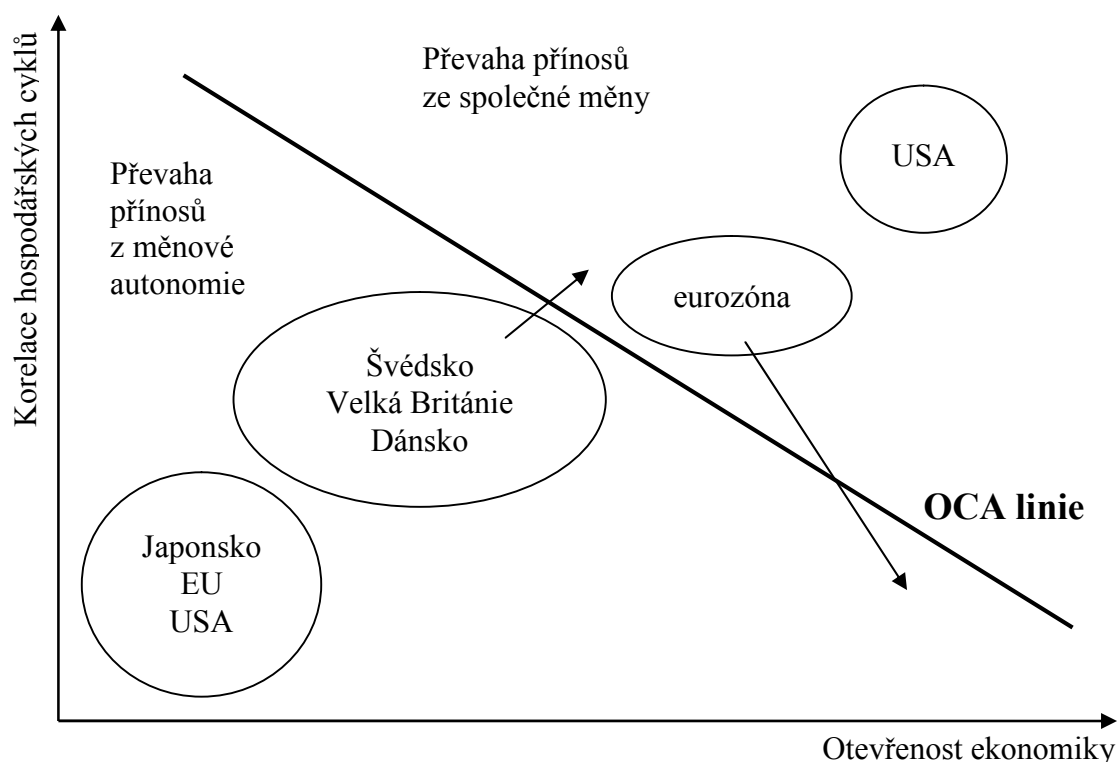
Hypotéza endogenity je empiricky rozvedena⁶ v práci Frankel a Rose (1998). Je to první studie, která při svém empirickém výzkumu aplikuje Lucasovu kritiku (Lucas, 1976, s. 22–24). Podle Lucasovy kritiky ekonomické subjekty netvoří svá očekávání pouze adaptivně na základě dat minulých, ale ve svých očekáváních jsou racionální, vychází ze všech dostupných dat. Ekonometrické modely zabývající se pouze historickými daty a hospodářská politika z nich vycházející nemusí být žádoucí.

Hypotéza endogenity volí vedle existujících studií nový způsob výzkumu kritérií OCA. Při změně vnějších podmínek, např. vstupu do měnové unie, se očekává dramatická změna kritérií OCA, v relaci na ně potom dojde ke konvergenci zemí. Na pilotní studii Frankela a Roseho (1998), která empiricky verifikuje a potvrzuje platnost hypotézy endogenity, později navázala řada autorů. Vzniká první skupina prací zabývající se vztahem mezi bilaterálním obchodem a korelací hospodářských cyklů.

4.1 Vliv bilaterálního obchodu

Tyto práce stojí na teoreticky dvojznačném chápání vlivu bilaterálního obchodu na konvergenci hospodářských cyklů. Ilustrujme oba pohledy prostřednictvím **OCA linie** v obr. 2:

⁶ Kauzální vztah mezi mírou určité synchronizace ekonomik a velikostí mezinárodního obchodu uvádí např. již Mundell (1961, s. 657).



Obr. 2 Přínosy členství v měnové unii z hlediska dvou klíčových OCA charakteristik, zdroj: Mongelli (2002, s. 27), upraveno.

Pro skupinu zemí nacházející se nalevo od OCA linie je vhodné ponechat si svou vlastní měnu. Korelace hospodářských cyklů nebo otevřenost ekonomik (anebo obě kritéria současně) nedosahují dostatečné úrovně, aby přínosy z členství v měnové unii převážily nad náklady. Naopak u zemí stojící napravo od OCA linie dosáhla obě kritéria takové úrovně, aby převážil čistý přínos.

Zahraniční obchod a dvojznačné chápání jeho integrační, resp. divergenční role prezentují dva názorové proudy, na jedné straně je to Evropská komise (EK) a její studie *One market, one money* (1991). Na straně druhé je to nositel Nobelovy ceny za ekonomii, americký ekonom Paul Krugman a jeho hypotéza specializace (1993). Podle EK dojde vstupem do měnové unie mimo jiné k růstu obchodní výměny, která je tvořena zejména vnitroodvětvovým obchodem a země zvýší stupeň dosažené synchronizace k měnové unii *ex post* (EK, 1991, s. 28, 142). Teoreticky např. skupina zemí Švédska, Velké Británie a Dánska (v obr. 2) by v případě zavedení společné měny prohloubila obchodování mezi sebou, to by znamenalo i prohloubení jejich konvergence. Země by se tak posunuly od OCA linie napravo. Převážily by přínosy ze zavedení společné měny *ex post*. Naopak Krugmanova hypotéza specializace předpokládá, že s růstem vzájemného obchodu, který je tvořen zejména meziodvětvově, dojde ke specializaci ekonomik v duchu ricardiánské teorie komparativních výhod (Krugman, 1993, s. 241). Postupně vzniknou regiony specializující se v jednom odvětví, pravděpodobnost zasažení asymetrickým šokem potom výrazně stoupne. Výsledkem bude klesající konvergence, příp. divergence.

V obr. 2 by se jednalo o stav, kdy eurozóna sice prohloubí svoje obchodní vazby, vlivem asymetrických šoků by se však podstatně snížila synchronizace těchto států, které by se jako celek dostaly nalevo od OCA linie, převážily by náklady z členství v měnové unii (de Grauwe, Mongelli, 2004, s. 5).

Podle Kučerové (2005, s. 61) ale Krugman předpokládá, že tato specializovaná obchodní centra nepřekročí hranice, budou se vždy nacházet v rámci jednoho státu. To nemusí být nutně pravda, pokud se země politicky a ekonomicky rozhodnou integrovat, hranice potom ztratí svůj význam a země mohou být zasaženy asymetrickým šokem společně.

Tímto problémem se ve svých empirických studiích zabývá řada autorů. První skupina prací je zaměřena na jednoduché regrese, které se snaží prokázat pozitivní, nebo negativní vztah mezi rostoucí intenzitou obchodních vazeb a korelací hospodářských cyklů.

4.1.1 Frankel, Rose (1998)

Jeffrey Frankel a Andrew Rose shrnují dosavadní přístupy k posuzování schopnosti zemí vstoupit do měnové unie jako procesy srovnávání přínosů a nákladů, resp. hledání *zero-cost levelu* neboli bodu, kdy jsou přínosy ze vstupu do unie alespoň tak velké, jako náklady. Tento postup nicméně nepovažují za vhodný, protože se opírá o analýzu historických dat, která „*poskytuje zavádějící informace ohledně vstupu země do měnové unie. Kritéria teorie OCA jsou totiž endogenního charakteru*“ (s. 10107). Tento článek je jednoduchou aplikací Lucasovy kritiky. Zkoumání endogenních kritérií OCA na základě analýzy historických dat je nevhodné, protože ekonomické subjekty netvoří svá očekávání pouze adaptivně, ale racionálně. Dosud publikované studie se týkaly převážně následujících OCA kritérií, přičemž Frankel a Rose se zaměřili na vztah prvních dvou:

- intenzita obchodu
- podobnost šoků a hospodářských cyklů
- stupeň mobility práce
- nástroje pro sdílení rizika

Vzhledem k tomu, že vstupem do měnové unie dochází k eliminaci kurzového rizika a nákladů spojených s konverzí měn, dá se předpokládat následný růst zahraničního obchodu, nicméně z teoretického hlediska může tento stav tendovat ke konvergenci, nebo divergenci. Pokud převáží efekt specializace ekonomik (mezi-odvětvový obchod), dojde k jejich divergenci. Naopak pokud převáží vnitroodvětvový obchod, dojde ke konvergenci (s. 1010). Sami autoři tak znovu narážejí na Krugmanovu hypotézu specializace⁸ a snaží se jí empiricky vyvrátit.

⁷ Pozn.: Pokud je citace pouze ve tvaru čísla stánky, vztahuje se ke studii rozebírané v aktuálním názvu podkapitoly.

⁸ Ke které se hlásí řada dalších ekonomů, např. Kenen (1969), Bayoumi a Eichengreen (1992) aj.

Do svého výzkumu zařazují 21 průmyslově vyspělých zemí OECD, testovací období 1959–1993 (čtvrtletní data) bylo rozděleno na 4 dílčí období. Analýza byla provedena modelem všeobecné rovnováhy mezinárodního obchodu. Za regresandy bylo postupně dosazeno 16 jednoduchých korelačních koeficientů hospodářských cyklů, které byly získány čtyřmi způsoby detrendování⁹ čtyř ukazatelů ekonomické aktivity¹⁰, které byly s výjimkou míry nezaměstnanosti logaritmovány. Jediným regresorem byl vzájemný obchod ve dvou modifikacích: vztažený k celkovému obchodu a k HDP. Celkem bylo odhadnuto 32 regresních rovnic¹¹. Ekonometrický model měl následující podobu (s. 1018):

$$\text{Corr}(v, s)_{i,j,\tau} = \alpha + \beta \text{Trade}(w)_{i,j,\tau} + \varepsilon_{i,j,\tau} \quad (5)$$

kde $\text{Corr}(v, s)$ představuje korelaci hospodářských cyklů mezi zeměmi i, j v čase τ makroekonomického ukazatele v , který je detrendován jednou ze čtyř zvolených metod s , proměnná $\beta \text{Trade}(w)$ je přirozeným logaritmem intenzity vzájemného obchodu. Intenzita je vyjádřena ve dvou modifikacích w (vztažena k celkovému obchodu, nebo k HDP).

Hlavním objektem zájmu je znaménko a velikost koeficientu β . Bude-li znaménko kladné, s rostoucím vzájemným obchodem dvou zemí budou země konvergovat. Hypotéza endogenity by byla potvrzena. Velikost koeficientu β reprezentuje sílu vlivu obchodu na korelaci cyklů. Pokud by bylo znaménko záporné, s rostoucím objemem vzájemného obchodu by došlo k divergenci ekonomik. Potom by byla potvrzena Krugmanova hypotéza specializace (s. 1018).

Řada ekonomů ve svých pozdějších studiích kritizuje fakt, že Frankel a Rose předpokládají, že obchod je tvořen zejména vnitroodvětvově, nicméně do regrese zahrnují obchod celkový (Kapounek, Lacina, 2007, s. 16). Pokud by ale dominoval obchod meziodvětvový, potom by z teoretického hlediska měl převážít efekt specializace a znaménko u koeficientu β by bylo záporné. Jinými slovy zahrnutím celkového obchodu do regrese je možné dosáhnout stanoveného cíle: prokázat vztah mezi rostoucím vzájemným obchodem a korelací hospodářských cyklů, resp. zjistit, zdali je mezinárodní obchod mezi dvěma zeměmi opravdu tvořen převážně vnitroodvětvově, jak předpokládají Frankel a Rose.

Často skloňovaným problémem je regrese bilaterálního obchodu s korelací hospodářských cyklů metodou OLS (Kučerová, 2005, s. 67). Hlavním problémem je fakt, že proměnná představující intenzitu obchodu je endogenní, a proto ji není možné zařadit do odhadovaného modelu. Země často vážou své měny na své hlavní obchodní partnery, aby těžily z kurzové stability (čímž ztrácí možnost nezávislé monetární politiky vůči nim). Kurzová stabilita má podstatný vliv na vzájemný ob-

⁹ Čtvrté diference logaritmů, Hodrick-Prescottův filtr, Hodrick-Prescottův filtr sezónně očištěných reziduí, detrendování parabolou.

¹⁰ Reálný hrubý domácí produkt (HDP), index průmyslové produkce (IPP), celková zaměstnanost a míra nezaměstnanosti.

¹¹ V delší verzi práce z roku 1996 odhadnuto 48 rovnic.

chod a výsledná regrese mezi korelací hospodářských cyklů a intenzitou obchodu může odrážet vztah spíše mezi korelací cyklů a provázaností monetárních politik. Frankel a Rose použili dvoustupňovou metodu OLS, kde v prvním kroce odhadují velikost bilaterálního obchodu pomocí následujících exogenních proměnných, které budou mít podstatný vliv na bilaterální obchod, ale zároveň nebudou ovlivňovat výsledný model (s. 1018–1019):

- přirozený logaritmus vzdálenosti mezi centry obchodu
- dummy proměnná společné hranice
- dummy proměnná stejného jazyka

Nicméně tyto proměnné se stávají taktéž předmětem kritiky, a to proto, že mají stále nezanedbatelný vliv na korelaci hospodářských cyklů. Staronovou kritiku proměnné zastupující společnou hranici (tudíž se opět jedná o možný skrytý vliv provázaných monetárních politik geograficky blízkých zemí) uvádí např. de Haan, Inklaar a Jong-A-Pin (2008, s. 255).

Výsledkem studie Frankel, Rose je potvrzení pozitivního efektu bilaterálního obchodu na korelaci hospodářských cyklů. Tento efekt je silný a statisticky významný. Výsledky nejsou citlivé na způsob detrendovací techniky, ale spíše na zvoleném makroekonomickém ukazateli¹². Citlivostní analýzou a zahrnutím dalších proměnných do modelu nedošlo k podstatné změně výsledků. Hodnoty koeficientu β se významně nelišily bez ohledu na zvolené období, nebo na zvolený vzorek zemí. Ke stejným závěrům navíc autoři dochází i odhadem regrese metodou OLS (1996, s. 23). Koeficient β je ale méně významný a dosahuje nižších hodnot.

Autoři vyvozují empiricky nepodložený závěr o endogenním charakteru mnoha kritérií OCA, to podle nich vrhá zcela nové světlo na proces měnové integrace v Evropě. Země nesplňující OCA kritéria *ex ante* je splní po vstupu do eurozóny *ex post* (s. 1023–1024).

4.1.2 Fidrmuc (2001)

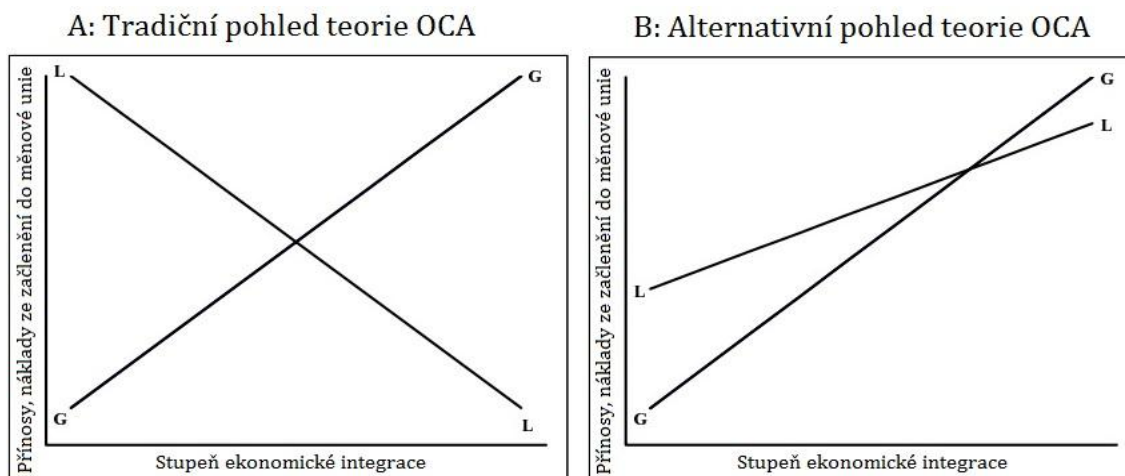
Jarko Fidrmuc úzce navazuje svou prací na studii Frankel a Rose, ve které byl ekonometricky prokázán pozitivní vztah mezi intenzitou vzájemného obchodu a korelací hospodářských cyklů. Hned v úvodu ale připomíná i kritické názory na tuto studii. Např. Kenen (2000, s. 15.) uvádí, že výsledky studie jsou sice robustní, jejich interpretace je ale mnohdy zmatená. Prokázaná závislost nemusí nutně evokovat snížení výskytu asymetrických šoků. Konvergenci hospodářských cyklů ovlivňuje řada dalších veličin, zejména exogenní šoky. Hughes Hallett a Piscitelli (v Fidrmuc, 2001, s. 6) potvrzují cyklickou sladěnost pouze u zemí, které měly výrazně synchronizovaný výskyt asymetrických šoků a institucionální prostředí.

Stejně jako Frankel a Rose shrnuje i Fidrmuc (2001, s. 8) kritéria OCA, kterým je v soudobé literatuře věnována největší pozornost:

¹² Nejvýznamnější efekt pro IPP.

- stupeň otevřenosti ekonomik (McKinnon, 1963)
- podobnost šoků a hospodářských cyklů
- mobilita práce (Mundell, 1961)
- diverzifikace produkce (Kenen, 1969)
- fiskální transfery, sdílení rizika
- podobnost měř inflace a podobnost hospodářských politik

První dvě kritéria jsou endogenní povahy. Podle Fidrmuce je však kontroverzní závěr Frankela a Roseho, že „vyšší konvergence hospodářských cyklů je dobrým předpokladem pro další hospodářskou integraci a vytvoření měnové unie“ (s. 9). Fidrmuc opět připomíná alternativní Krugmanovu hypotézu specializace a graficky ilustruje oba pohledy (tradiční vs. alternativní) v modelu **GG-LL**¹³:



Obr. 3 Model GG–LL, tradiční a alternativní pohled, zdroj: Fidrmuc, (2001, s. 10).

Zatímco pozitivní sklon křivky GG (s ekonomickou integrací rostou přínosy z členství v měnové unii) je u obou přístupů stejný, rozpor nastává u křivky LL. Tradiční pojetí teorie OCA¹⁴ chápe rostoucí ekonomickou integraci jako stimul pro minimalizaci nákladů ze začlenění země do měnové unie, křivka LL je potom klesající. Alternativní pohled prezentovaný Krugmanem však počítá s rostoucí specializací ekonomik, náklady potom porostou, křivka LL je rostoucí. I v tomto případě může být pro zemi výhodné vstoupit do měnové unie, ale čistý přínos je mnohem menší. Fidrmuc se zabývá otázkou, zda na celkovém bilaterálním obchodě převažuje vnitroodvětvový obchod (křivka LL by pak byla klesající), nebo meziodvětvový (LL rostoucí) a který přístup více odpovídá ekonomické realitě.

¹³ Obstfeld-Krugmanův hodnotící model GG-LL se za pomoci křivek GG (přínosy ze vstupu do měnové unie) a LL (náklady) snaží odpovědět na otázku, zdali je vstup do měnové unie pro tuto zemi ekonomicky výhodný (Rozmahel, 2006, s. 28).

¹⁴ A stejně tak i Evropská komise.

Empiricky nejprve potvrzuje hypotézu endogenity podle stejné regresní rovnice jako Frankel a Rose. Do svého výzkumu zařazuje nově i pět CEECs¹⁵, testuje období 1990–1999, upouští však od robustnosti výpočtů, korelaci hospodářských cyklů odhaduje pouze přes dva ukazatele (reálný HDP a IPP), jedinou detrendovací technikou jsou čtvrté diference přirozených logaritmů. Proměnnou obchodní intenzity opět odhaduje přes exogenní proměnné¹⁶. Koeficient β je statisticky významný, dosahuje dokonce vyšších hodnot, než pilotní práce Frankel a Rose (1998). To by mohlo evokovat vyšší vliv obchodních vazeb na konvergenci zemí (s. 11). Adjustovaný koeficient determinace dosahuje velmi nízkých hodnot (od 0,068 do 0,117).

Fidrmuc reaguje na kritiku studie Frankela a Roseho zahrnutím proměnné vnitroodvětvového obchodu IIT , který je měřen **Grubel-Lloydovým indexem** (s. 18):

$$IIT = 1 - \frac{\sum_i |X_i - M_i|}{\sum_i (X_i + M_i)} \quad (6)$$

kde X_i a M_i představují exporthy a importy tří úrovní i-tých komoditních skupin **klasifikace SITC**¹⁷.

Pro nadbytečnost později vynechává proměnnou bilaterálního obchodu, která je statisticky nevýznamná (u HDP i IPP) a její koeficient se blíží nule (v několika odhadech je dokonce záporný). Výsledná regresní rovnice má následující tvar:

$$Corr(Q_i, Q_j) = \alpha + \gamma IIT_{ij} \quad (7)$$

kde $Corr(Q_i, Q_j)$ představuje korelaci hospodářských cyklů zemí i a j , vnitroodvětvový obchod γIIT je potom jediným regresorem (s. 12).

Výsledkem studie je tvrzení, že je to především vnitroodvětvový obchod, který synchronizuje hospodářské cykly. Obchodní intenzita má vliv pouze za předpokladu, že je pozitivně korelována s vnitroodvětvovým obchodem. Z teoretického hlediska to ale není nic nového, na tomto předpokladu stála studie Frankel a Rose (1998). Závěr koresponduje i s Krugmanem (1993). Záleží na struktuře celkového obchodu, pokud bude převažovat vnitroodvětvový obchod, bude se jednat o situaci A v obr. 3 (tzn. tradičnímu pojetí teorie OCA) a naopak.

Adjustovaný koeficient u výsledného modelu mírně vzrostl, ale jeho hodnota 0,129 je stále velmi nízká (s. 13). Koeficient γ je kladný a významný pro IPP, kladný a nevýznamný pro odhad pomocí HDP (Kučerová, 2005 s. 71). Sám Fidrmuc uvádí,

¹⁵ Česká republika, Maďarsko, Polsko, Slovensko a Slovinsko.

¹⁶ Přirozený logaritmus vzdálenosti obchodních partnerů, dummy proměnná sousedících zemí, dummy proměnná dvanácti členských států EU, logaritmus agregátního důchodu a logaritmus důchodu na hlavu.

¹⁷ Standardní mezinárodní klasifikace zboží, která umožňuje utřídění zboží do 10 tříd, usnadňující obchodní styk a vzájemnou srovnatelnost seznamů zboží.

že sledované období 1990–1999 bylo příliš krátké na vyvozování závěrů o konvergenci ekonomik. Navíc zahrnovalo období 90. let, kdy CEECs restrukturalizovaly systém ekonomik z centrálně plánovaných na tržní, a proto je srovnávání kandidátských zemí v období jejich transformace s členskými státy EU krajně nevhodné (s. 24).

4.1.3 Silvestre, Mendonça a Passos (2007)

S odstupem bezmála deseti let verifikují vztah mezi obchodní intenzitou a konvergencí hospodářských cyklů dánští profesori Silvestre, Mendonça a Passos. Za povšimnutí stojí jejich myšlenka, že jakékoliv závěry týkající se eurozóny by neměly být považovány za konečné, protože od jejího vzniku stále neuplynula empiricky významná doba (s. 2).

Ve své práci používají nelineární model založený na beta rozdělení, kterým zachycují i marginální vlivy bilaterálního obchodu. K identifikaci cyklické komponenty používají Baxter-Kingův filtr, který je podle jejich názoru vhodnější pro práci s ročními daty. Ve zkoumaném vzorku 11 zemí jsou pouze země eurozóny¹⁸, časové řady HDP z období 1967–2003 jsou rozděleny i na 4 dílčí období¹⁹ (s. 2–4).

Závěr studie poukazuje na stále se prohlubující konvergenci zkoumaných zemí za poslední čtyři dekády procesu evropské integrace, ve které hrál obchod jednu z hlavních rolí. Hypotéza endogenity je na celém období 1967–2003 potvrzena, avšak při dělení periody na čtyři dílčí období je dobře rozeznatelný zmenšující se vliv obchodu na konvergenci hospodářských cyklů, v poslední dekádě je dokonce záporný (s. 10).

Tento závěr je v souladu s předchozí studií Silvestre, Mendonça (2007, s. 1), ve které autoři identifikovali totožné období lineárními modely OLS a 2SLS. Rostoucí vztah mezi bilaterálním obchodem a korelací hospodářských cyklů byl potvrzen pouze v prvním a ve druhém období. To autoři vysvětlují tak, že po podepsání Jednotného evropského aktu v roce 1986 přebírají vliv na prohlubující se konvergenci jiné faktory než obchod, který by mohl být důležitý pouze v první fázi měnové integrace. Později svůj vliv ztrácí (s. 4).

4.1.4 Caporale, De Santis, Girardi (2013)

Tato práce vznikla teprve v minulém roce a není proto překvapením, že s ohledem na vývoj dluhové krize v EU se staví pesimisticky k celému projektu EMU. Oproti předcházejícím studiím (které také kvůli tomu kritizuje) má ale tu výhodu, že může empiricky hodnotit více než desetileté fungování eurozóny. Autoři práce navazují na nejnovější studie²⁰ konstatující, že mezi jádrem eurozóny a periferiemi eurozóny nedošlo v uplynulé dekádě od zavedení společné měny k žádné další synchroni-

¹⁸ Belgie, Finsko, Irsko, Itálie, Lucembursko, Německo, Nizozemsko, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Španělsko (překvapivě chybí Francie).

¹⁹ 1967–1976, 1977–1985, 1986–1992, 1993–2003.

²⁰ Dále např. Chen et al. (2012), Schmitz, von Hage (2009), Sinn et al. (2011).

zaci. Tento závěr ukazuje na platnost Krugmanovy hypotézy specializace a zároveň tento stav vyvolává další pochybnosti o budoucí stabilitě eurozóny i o vhodnosti jednotné monetární politiky. Podle stěžejních prací teorie OCA autorů Mundella (1961), McKinnona (1963) a Kenena (1969) je společná monetární politika efektivní tím více, čím více jsou sladěné členské země měnové unie (s. 1–4).

Studie analyzuje roční data 24 průmyslových i rozvíjejících se zemí²¹ za období 1988–2011. Hospodářský cyklus aproximuje v duchu klasického pojetí jako záporné diference přirozených logaritmů absolutních HDP mezi dvěma zeměmi. Bilaterální obchod je vypočten stejně jako ve studii Frankel, Rose (1998) ve dvou modifikacích (s. 4–8).

Výsledky potvrzují Krugmanovu hypotézu specializace. Po vstupu zemí do EMU byl totiž zjištěn nárůst bilaterálního obchodu a zároveň byla identifikována divergence mezi zeměmi jádra eurozóny a její periferií. Struktura obchodních toků tenduje k větší heterogenitě. To je v přímém rozporu s hypotézou endogenity. I když byla role obchodu krátce po zavedení eura integrační, s dalšími roky docházelo k jejímu poklesu, resp. v posledních letech k divergenci (s. 9–15).

4.2 Vliv volatility měnových kurzů

Měnového kurzu a jeho možného skrytého vlivu na korelaci hospodářských cyklů jsme se částečně dotkli v kap. 4.1.1 v souvislosti s problematou volby regresů. S procesem hledání dalších endogenních proměnných přichází autoři Artis a Zhangová s řadou prací identifikující vztah mezi korelací hospodářských cyklů a volatilitou měnových kurzů.

4.2.1 Artis, Zhangová (1997, 1999)

Autoři analyzují měsíční data zemí OECD ve dvou obdobích²², jejich mezníkem je rok 1979 a vznik EMS. Hospodářský cyklus aproximují HP filtrem²³, volí národohospodářský ukazatel IPP, jako benchmark figuruje Německo jako největší ekonomika EU a USA jako zástupce exogenního, světového cyklu (Artis, 2003, s. 17). Ve vzorku 15, resp. 19 zemí jsou zahrnuty země účastníci se systému ERM²⁴ i země stojící mimo něj.

Mechanismus měnových kurzů ERM, resp. Evropský měnový systém EMS vzniká v březnu 1979, kdy po období fragmentace kurzových režimů přichází ze strany vrcholných politiků Německa a Francie iniciativa vytvořit systém, který by prohloubil měnovou spolupráci, stabilizoval měnové kurzy a podpořil konvergenci

²¹ Pro tuto práci je podstatné pouze dělení jádra eurozóny: Belgie, Finsko, Francie, Německo, Nizozemí, Rakousko, a periferie eurozóny: Irsko, Itálie, Portugalsko, Španělsko, Řecko.

²² 1961:1–1979:3 a 1979:4–1993:12 resp. 1961:1–1979:3 a 1979:4–1995:10.

²³ Parametr λ je zvolen pro měsíční data celkem netradičně na 50 000 oproti doporučené hodnotě Hodricka a Prescottta 14 400. Výsledný trend je tedy více vyhlazen.

²⁴ Členové ERM k 13. 3. 1979: belgický a lucemburský frank, britská libra, dánská koruna, francouzský frank, irská libra, italská lira, německá marka a nizozemský gulden (businessinfo.cz, 2008).

členských států. Byla vytvořena umělá měnová jednotka ECU konstruovaná jako koš členských měn. K ECU se musely národní měny držet v poměrně úzkém oscilačním pásmu $\pm 2,25\%$ (businessinfo.cz, 2008).

Práce Artise a Zhangové stojí na předpokladu, který autoři následně empiricky potvrzují²⁵, že po vstupu zemí do ERM v roce 1979 (období kurzové stability) dojde k vyšší synchronizaci ekonomik k Německu. U zemí stojící mimo ERM nebyla pozorována žádná konvergence. Empiricky je potvrzen vztah mezi snižující se volatilitou měnových kurzů a rostoucí korelací hospodářských cyklů. Autoři ale nepovažují vztah přímo za kauzální a jsou opatrní v jeho hodnocení s poukazem na množství jiných, nezohledněných faktorů (Rozmahel, 2008, s. 58).

4.2.2 Inklaar, de Haan (2000)

S přímou kritikou prací Artis a Zhangové (1997 a 1999) přichází studie autorů Inklaara a de Haana, podle které neexistuje žádný empirický důkaz o vztahu mezi volatilitou kurzů a konvergencí hospodářských cyklů.

Ačkoli Artis a Zhangová byli v interpretaci svých závěrů velmi opatrní, našli se i odvážnější autoři. Např. De Grauwe považuje EMS za rozhodný impuls koordinující monetární politiky členských zemí, které jsou hlavním zdrojem asymetrických šoků. Proto byl jejich výskyt po roce 1979 mnohem řidší (s. 3).

Tyto názory a v podstatě i závěry studií Artise a Zhangové se snaží Inklaar a de Haan vyvrátit. Ve své studii postupují metodicky stejně. Použili stejnou detrendovací techniku: HP filtr s $\lambda = 50\,000$, hospodářský cyklus aproximují pomocí měsíčních dat IPP (zdrojem není OECD, ale MMF), volí stejný vzorek pozorovaných zemí²⁶, za benchmark volí pouze Německo, protože cílem jejich práce je vyvrácení vztahu mezi volatilitou kurzů a konvergencí ekonomik²⁷. Období 1960–1998 nejprve dělí pro porovnatelnost výsledků na stejné dvě subperiody²⁸, poté však na čtyři, protože předně nesouhlasí se zjednodušujícím předpokladem Artise a Zhangové, že před rokem 1979 podléhaly měnové režimy velkým fluktuacím a ihned po vstupu do ERM se stabilizovaly.

Až do roku 1971, kdy existoval Bretton-Woodský měnový systém, byly měnové kurzy podle Inklaara a de Haana stabilní. Potom následovalo období kurzových fluktuací spojené s kurzovým uspořádáním *Hada v tunelu*²⁹, které bylo pro svou neudržitelnost ukončeno v roce 1978. EMS, resp. ERM sice vznikl již rok poté, ale až do roku 1987 podléhal velkým změnám, a proto se toto období dá těžko charak-

²⁵ Závěry studie Artis, Zhangová (1997 a 1999) zobrazuje tab. 1.

²⁶ Kromě Portugalska, protože jeho údaje o vývoji IPP považují za nereálné.

²⁷ Artis a Zhangová se snaží detekovat evropský hospodářský cyklus.

²⁸ 1960:1–1979:3 a 1979:4–1998:12.

²⁹ Jednalo se o pokus Evropského společenství o stabilizaci měnových kurzů v období krize a zániku Bretton-Woodského systému. Měny členských zemí měly fluktuovat v rozmezí $\pm 2,25\%$ od své parity k dolaru. Ostatní měny měly fluktuovat $\pm 4,5\%$ k těmto měnám. *Had v tunelu* má tedy evokovat užší rozpětí - hada, v rámci rozpětí širšího - tunel (euroskop.cz, 2008).

terizovat jako kurzově stabilní (s. 3–5). Proto Inklaar a de Haan pracují se čtyřmi obdobími:

- 1960:1–1971:3 trvání Bretton-Woodského měnového systému
- 1971:4–1979:3 kurzové uspořádání „*Hada v tunelu*“
- 1979:4–1987:9 vznik EMS a přeskupování ERM
- 1987:10–1998:12 kurzová stabilita do spekulativních útoků v roce 1992

Výsledky studií Artis, Zhangová (1997, 1999) a Inklaar de Haan (2000) zachycuje tab. 1. Závěry těchto studií jsou podle Inklaara a de Haana (s. 5) „*v přímém rozporu*“.

Tab. 1 Srovnání studií Artis, Zhangová (1997, 1999) a Inklaar, de Haan (2000), zdroj: Inklaar, de Haan (2000, s. 6).

	Inklaar-DeHaan		Artis-Zhang 97		Artis-Zhang 99	
	pre-ERM	post-ERM	pre-ERM	post-ERM	pre-ERM	post-ERM
Sample:	1960:1- 1979:3	1979:4- 1998:12	1961:1- 1979:3	1979:4- 1993:12	1961:1- 1979:3	1979:4- 1995:10
Austria	0.61	0.62	--	--	0.68	0.78
Belgium	0.54	0.49	0.66	0.50	0.58	0.74
Canada	0.48	0.28	0.50	0.17	0.48	0.14
Denmark	0.74	0.35	--	--	--	--
Finland	0.28	0.26	0.37	-0.04	0.34	-0.08
France	0.48	0.67	0.55	0.59	0.48	0.65
Greece	0.56	0.25	--	--	0.32	0.48
Ireland	0.34	0.47	0.38	0.17	0.48	0.04
Italy	0.20	0.39	0.15	0.33	0.15	0.56
Japan	0.52	0.54	0.52	0.62	0.49	0.76
Luxembourg	0.62	0.46	--	--	0.64	0.54
Netherlands	0.75	0.42	0.62	0.59	0.78	0.80
Norway	0.18	0.18	0.14	0.26	0.13	0.37
Portugal	--	--	0.28	0.29	0.47	0.65
Spain	0.39	0.42	0.38	0.24	0.38	0.51
Sweden	0.34	0.42	0.35	0.27	0.27	0.16
Switzerland	0.78	0.57	--	--	0.40	0.16
United Kingdom	0.58	0.28	0.58	0.08	0.61	0.35
United States	0.43	0.28	--	--	--	--

U několika členských zemí ERM sice došlo k růstu korelačních koeficientů (Francie, Irsko, Itálie), u řady ostatních ale nikoli (Belgie, Dánsko, Nizozemí a Lucembursko). Vysvětlení nabízí Inklaar a de Haan v odlišném zdroji časových řad IPP (OECD vs. MMF) a v nestejně dlouhé druhé fázi. Nicméně přepočítání na stejně dlouhé období

nevede k jednotě závěrů a představa, že by odlišný zdroj dat způsobil zásadní změnu ve výsledcích, je irelevantní (s. 5–6).

Inklaar a de Haan následně analyzují čtyři dílčí období, tento postup považují vzhledem k vývoji v měnové integraci za mnohem logičtější. Jejich závěrem je konvergence u většiny zemí v letech 1971–1979 a divergence v letech 1979–1987. To je opět v přímém rozporu se závěry studie Artise a Zhangové, kteří v období kurzové stability spojené se vznikem EMS po roce 1979 empiricky potvrdili konvergenci (s. 8–10).

Žádný kauzální vztah mezi volatilitou měnového kurzu a korelací hospodářských cyklů podle Inklaara a de Haana neexistuje (s. 11).

4.3 Hledání dalších kritérií

Tato kapitola se věnuje studiím, které si všímají marginálního vlivu bilaterálního, resp. vnitroodvětvového obchodu na korelaci hospodářských cyklů a snaží se identifikovat vliv celého souboru kritérií, který by zachytil většinu variability regresoru.

4.3.1 Otto, Voss a Willard (2001)

Studie, která do svého empirického výzkumu zahrnuje i 5 mimoevropských zemí je zde prezentována zejména pro svůj originální metodický postup, kterým je z velké části inspirována tato práce.

V úvodu této rozsáhlé studie autoři počítají párové korelační koeficienty pro čtvrtletní časové řady temp růstu HDP u 17 zemí³⁰ OECD. Nevolí žádný benchmark, výsledkem je 136 párových koeficientů. Jejich pozornost se upírá na velmi vysoký korelační koeficient mezi Austrálií a USA. Na příkladu Austrálie je vidět, že bilaterální obchod má marginální vliv na konvergenci hospodářských cyklů. Austrálie totiž významně konverguje k USA³¹, ale obchoduje mnohem intenzivněji např. s Japonskem, se kterým dosahuje mnohem menší synchronizace (s. 1–2). Autoři hledají široké spektrum vlivů na konvergenci dvou zemí a stanovují si velmi ambiciózní cíl. Vytvořit takový vícerozměrný model, který by vysvětlil rozdílnost všech vypočtených párových korelačních koeficientů (s. 9).

Pracují s časovým obdobím 1960:1–2000:4, které dělí na dva dvacetileté úseky. Dílčí výsledky korelace temp růstu HDP ukazují překvapivý závěr. Průměr synchronizace všech ekonomik poklesl z 0,31 v prvním období na 0,27 v období druhém. Tento pokles není v samotné studii dále nijak vysvětlen (z časových řad růstu HDP je ale jasný alespoň vliv ropných šoků v letech 1973 a 1979, které synchronními propady časových řad určitě zvýšily korelaci v prvním zkoumaném období). Průměr konvergence v anglicky mluvících zemí je vyšší než v celém zkoumaném vzorku (s. 5).

³⁰ Austrálie, Dánsko, Finsko, Francie, Itálie, Japonsko, Kanada, Německo, Nizozemsko, Norsko, Nový Zéland, Rakousko, Španělsko, Švédsko, Švýcarsko, Velká Británie, USA.

³¹ Korelační koeficient je roven 0,66 (s. 40).

Při hledání transmisních kanálů, které ovlivňují korelaci hospodářských cyklů, jsou identifikovány hlavní tři (s. 10):

- bilaterální obchod se zbožím a službami
- stupeň finanční integrace
- stupeň koordinace monetárních politik

V tomto duchu je stanovena regresní rovnice (s. 12):

$$\rho_{ij,\tau} = \beta_0 + \beta_1 T_{ij,\tau} + \beta_2 F_{ij,\tau} + \beta_3 P_{ij,\tau} + \beta_4 D_{ij,\tau} + \varepsilon_{ij,\tau} \quad (8)$$

$$\text{kde } T_{ij,\tau} = \delta_0 + \delta_1 Z_{ij,\tau} + \nu_{ij,\tau} \quad (9)$$

$\rho_{ij,\tau}$ představuje korelační koeficient mezi růstem HDP zemí i, j v čase τ . $T_{ij,\tau}$ je intenzita bilaterálního obchodu, odhadnutá v prvním stupni OLS rovnicí (9) pomocí souboru exogenních proměnných³², zastoupených $Z_{ij,\tau}$. Stupeň finanční integrace představuje proměnná $F_{ij,\tau}$, stupeň provázanosti hospodářských politik $P_{ij,\tau}$ a konečně $D_{ij,\tau}$ značí míru strukturální podobnosti ekonomik (s. 13).

Sami autoři však dopředu pochybují o smysluplnosti dosažených výsledků při odhadu vícerozměrného regresního modelu metodou OLS podle rovnice (8), navíc mezi regresory je výrazná multikolinearita. Proto nejprve přistupují k jednoduchým regresím, které mají identifikovat vliv a smysl jednotlivých transmisních kanálů, teprve potom budou následovat vícerozměrné modely.

Bilaterální obchod představuje nejčastěji skloňovaný mechanismus šíření ekonomických fluktuací v empirických pracích teorie OCA. V jeho třech modifikacích³³ i odhadem pomocí instrumentálních proměnných autoři prokazují jeho statisticky významný, ale malý vliv na korelaci hospodářských cyklů (výsledky regresí metodou OLS zachycuje tab. 2, první tři řádky). Adjustovaný koeficient determinace se pohybuje podobně jako u Fidrmuce (2001) na velmi nízkých úrovních, tj. kolem jedné desetiny. Prvním dílčím závěrem je fakt, že bilaterální obchod nevysvětluje příliš mnoho z modelu, na druhou stranu určitě působí jako transmisní kanál nabídkových a poptávkových šoků, resp. pozitivně ovlivňuje korelaci hospodářských cyklů. To je v souladu s většinou empirických prací na toto téma a v rozporu s Krugmanem (1993). Autoři identifikují silnější vliv na konvergenci cyklů u exportu než importu (s. 19–20).

³² Geografická blízkost, dummy proměnná společné hranice.

³³ Export, import a celkový bilaterální obchod.

Tab. 2 Výsledky osmi jednoduchých odhadů OLS pro tři zkoumané transmisní kanály, zdroj: Otto, Voss a Willard (2001, s. 17).

Table 2: Channels for Transmission of Shocks – OLS Estimates								
Dependent variable: bilateral GDP growth correlations 1980–2000								
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constant	1.2028 (6.1601)	1.2903 (5.9633)	1.2597 (5.5139)	1.1637 (9.0635)	1.0020 (7.6992)	1.6832 (3.1647)	0.8559 (5.9340)	-0.3048 (-1.1610)
Trade in goods								
Trade intensity: total	0.1490 (3.4136)							
Trade intensity: exports		0.1433 (3.4872)						
Trade intensity: imports			0.1402 (3.1030)					
Trade in assets								
FDI intensity				0.1126 (4.8911)				
Interest rate spreads: long					-0.5670 (-3.5630)			
Share return spreads						-0.3459 (-2.0765)		
Monetary policy								
Interest rate spreads: short							-0.3250 (-1.9615)	
Exchange rate deviations								-0.2686 (-3.3285)
R-bar squared	0.093	0.100	0.078	0.152	0.086	0.028	0.017	0.066
Correlation	0.284	0.297	0.261	0.389	0.296	0.166	0.150	0.250
Sigma	0.554	0.552	0.559	0.536	0.556	0.573	0.576	0.562

Notes: The countries used are the 17 OECD countries identified in the text, providing 136 country pairs (the number of observations for the regression models). The dependent variable is a transformation of the bilateral GDP growth correlations calculated over 1980–2000. See Appendix A for details of the transformation. Numbers in parentheses are White heteroskedasticity robust standard errors calculated using the HC (3) adjustment as described in Davidson and MacKinnon (DM) (1993, p 554). Correlation refers to the simple correlation between the actual and predicted correlations (not the transformed correlations) of the model. Sigma is the standard error of the residuals.

K identifikaci vlivu **finančních trhů a investic** jsou stanoveny tři proměnné: přímé zahraniční investice (FDI), obchody s dlouhodobými dluhopisy a krátkodobé obchody na akciových trzích. FDI jsou měřeny na základě obdobných vzorců, jako bilaterální obchod, i jejich vliv na korelaci hospodářských cyklů se očekává pozitivní, ale malý, vzhledem k malé velikosti FDI k celkovému HDP. Pro obchody s cennými papíry jsou nejprve konstruovány spready mezi jejich reálnou hodnotou na obou finančních trzích a poté jejich směrodatná odchylka. Rostoucí směrodatná odchylka spreadů cenných papírů na finančních trzích dvou zemí ukazuje na jejich nízkou finanční integraci, resp. na nízkou korelaci hospodářských cyklů. Očekává se jejich záporný koeficient (s. 21-22).

Znaménka byla empiricky potvrzena (tab. 2), všechny tři koeficienty byly statisticky významné. Výsledky³⁴ poukazují na závěr, že země, které dosáhly vysoké synchronizace hospodářských cyklů, obvykle dosahují obdobných výnosů i na finančních trzích bez ohledu na objem přímých investic mezi nimi (s. 22). Adjustovaný koeficient determinace se stále pohybuje na minimálních hodnotách, nejvíce bylo vysvětleno 15,2 % modelu prostřednictvím regrese FDI. Přesto byl potvrzen měřitelný vliv finančních vazeb na konvergenci hospodářských cyklů.

³⁴ Nevelký koeficient 0,11 FDI oproti koeficientům -0,57 resp. -0,35 volatility spreadů.

Nepředvídatelná **monetární politika** obecně je řadou ekonomů považována za jediný zdroj cyklických výkyvů agregátního produktu. Téma synchronizace monetárních politik a jejich vliv na přibližování se hospodářských cyklů se objevuje v řadě prací. Je častým zdůvodněním nižší synchronizace cyklů Velké Británie k Evropě (s. 23).

S rostoucí blízkostí monetárních politik je očekávána rostoucí korelace hospodářských cyklů. Za účelem verifikace tohoto vztahu autoři zkoumají dva ukazatele (s. 24), volatilitu reálných krátkodobých úrokových diferenciálů a volatilitu nominálního měnového kurzu (v obou případech se očekává, že čím menší bude volatilita, tím větší bude synchronizace monetárních politik, resp. korelace hospodářských cyklů).

Stejně jako v předchozích případech byla záporná znaménka potvrzena statisticky významnými koeficienty (tab. 2). Odhad OLS pomocí měnového kurzu vysvětluje více procent variability modelu (6,6 %), než úrokové diferenciály (1,7 %). Stále se ale jedná o velmi malá čísla. Osmý řádek v tab. 2 by se dal interpretovat i tak, že pokud země budou fixovat své nominální měnové kurzy, potom budou konvergovat. To je ale velmi silný závěr, který vede k reformulaci této teze na nepřímý vliv měnového kurzu na konvergenci prostřednictvím vlivu bilaterálního obchodu (s. 25).

Všechny předchozí jednoduché odhady vedly k empirickému potvrzení jistého vlivu všech tří transmisních kanálů na korelaci hospodářských cyklů. Pozitivem určitě je, že všechny regresory jsou statisticky významné, jak tomu ale bude u vícerozměrných regresí? Z tab. 2 je dále zřejmé, že žádný regresor výrazně nedominuje, všechny odhady vysvětlují pouze zlomek z variability modelu (2–15 %). To vede autory k závěru, že takto specifikované jednoduché modely jsou nevhodné a hledají opomenutou proměnnou. Jako první zařazují k předchozím regresím druhý regresand $IS_{ij,t}$ zastupující vliv **strukturální podobnosti ekonomik**, který je vypočten podle vztahu:

$$IS_{ij,t} = \sum_{k=1}^M |l_{ik,t} - l_{jk,t}| \quad (10)$$

kde $l_{ik,t}$ představuje zaměstnanost v sektoru k v zemi i a M je počet takových sektorů (s. 26).

Vliv druhého regresoru na výsledky odhadů z tab. 2 je marginální, znaménka a statistická významnost všech tří transmisních kanálů zůstává stejná, velikost koeficientů se v dvourozměrných odhadech nepatrně zmenšila. To vede autory i k jednoduchému odhadu pomocí OLS zkoumající vliv strukturální podobnosti ekonomik na korelaci hospodářských cyklů. Výsledkem je velmi slabá pozitivní závislost mezi těmito proměnnými při 5% vysvětlení variability modelu. Hledaný výrazný vliv podobnosti struktur ekonomik nebyl empiricky potvrzen, transmisních kanálů bude pravděpodobně mnohem více. Při dalších pokusech vícerozměrných regresí o třech a více stále stejných regresorech naráží model při Durbin-Wu-Hausmanově testu na špatnou specifikaci modelu. Autoři hledají další kritéria, jejichž vliv bude testován (s. 27–35).

Prvním z nich je **původ právního systému**. Inspirací je studie La Porta et al. (1998, s. 5), ve které jsou právní systémy podle původu rozděleny do čtyř skupin: anglický, francouzský, německý a skandinávský. Každé zemi je potom přiřazena dummy proměnná pro každý tento systém. Očekává se, že země se stejným právním systémem budou mezi sebou více obchodovat a více investovat.

Se stejným očekáváním je do modelu zahrnut i **vliv kvality účetních standardů**, který je měřen jeho indexem. Tento index stojí na bázi šetření výročních zpráv nejméně tří firem z každé zkoumané země, zaměřuje se na opomenutí 90 definovaných položek. Více uvádí La Porta et al. (1998, s. 42).

Strukturální reformy odráží snahu zemí o deregulaci ekonomik. Pro empirickou analýzu je rozhodující doba mezi reformními kroky. Čím je tato doba delší, tím méně flexibilní ekonomika je, resp. tím více bude divergovat. Očekává se proto negativní závislost. Přesný empirický výpočet přesahuje rozsah tohoto textu. Více Otto, Voss a Willard (2001, s. 33–34).

Otevřenost novým informačním a komunikačním technologiím (ICT) je posledním testovaným kritériem studie. Inovace obecně jsou považovány za významný zdroj nabídkových šoků, resp. je to významná determinanta velikosti produktu, zaměstnanosti, investic aj. Empiricky bude testována obdobně jako kritérium strukturálních reforem, tj. jako doba přijímání novinek³⁵ z oblasti ICT, její vliv na korelaci cyklů se rovněž očekává nepřímo úměrný.

Obecný model o deseti regresorech³⁶, do kterého autoři přidávají ještě dummy proměnné sousedních zemí a společného jazyka podle studie Frankel, Rose (1998) zachycuje sloupec (1) v tab. 3.

³⁵ Mobilní telefony, osobní počítače, internet.

³⁶ Obchodní intenzita, krátkodobé výnosy na akciových trzích a volatilita nominálního měnového kurzu jsou zástupci tří transmisních kanálů, které byly stanoveny v úvodu. Následuje index strukturální podobnosti průmyslu, agregátní dummy původu právních systémů, kvalita účetních standardů, strukturální reformy, přijímání nových ICT, dummy geografické sousedskosti a stejného jazyka.

Tab. 3 Výsledky vícerozměrných regresí, zdroj: Otto, Voss a Willard (2001, s. 37).

Table 6: Trade, Financial Integration, Policy and Characteristics					
Dependent variable: bilateral GDP growth correlations 1980–2000					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constant	-12.9077 (-2.6278)	-7.4251 (-2.2398)	-8.6339 (-2.5477)	-17.6592 (-3.6279)	-10.2529 (-3.0471)
Trade intensity: total	0.0803 (0.8593)	0.1006 (1.7311)	0.0881 (1.4214)	0.0461 (0.5066)	0.0756 (1.3334)
Share return spreads	0.5357 (1.1642)			0.4882 (1.1574)	
Exchange rate deviations	-0.3230 (-1.3267)	-0.2516 (-1.8416)	-0.2741 (-1.9570)	-0.4590 (-1.8297)	-0.2607 (-1.6872)
Total industry structure	-0.1771 (-0.2610)			-0.3663 (-0.5639)	
Country of legal origin: English				0.4280 (1.2250)	0.3945 (2.3354)
Country of legal origin: French				0.5505 (3.1641)	0.4971 (3.9151)
Country of legal origin: German				0.1125 (0.4791)	
Country of legal origin: Scandinavian				-0.6751 (-1.9781)	-0.5765 (-2.2501)
Country of legal origin: all	0.0731 (0.3807)		0.2379 (2.0886)		
Accounting standards	1.3197 (2.8772)	0.9235 (2.6955)	1.0469 (3.0074)	1.8307 (3.9994)	1.2382 (3.5733)
Structural reform	0.1418 (1.1788)			0.1974 (1.6414)	
Technology take-up	-0.8570 (-3.7580)	-0.9134 (-4.3047)	-0.8021 (-3.6317)	-0.8808 (-3.7581)	-0.8684 (-4.0648)
Adjacency	0.1099 (0.4888)			0.2860 (1.3104)	0.3191 (1.7668)
Linguistic	0.5259 (1.8906)	0.3586 (2.9177)		0.1988 (0.7397)	
OI restrictions	-	0.459	0.096	-	0.196
Instrument quality	0.351 0.250 0.294	0.727 0.740	0.727 0.740	0.344 0.236 0.282	0.742 0.755
DWH	0.432	0.896	0.986	0.657	0.942
Correlation	0.569	0.572	0.563	0.624	0.622
Sigma	0.482	0.471	0.476	0.450	0.442

Notes: As for Table 5. Equations (1) and (4) are exactly identified.

Bohužel, model (1) obsahuje řadu nevýznamných proměnných (obchodní intenzita, výnosy na akciových trzích, strukturální podobnost průmyslu, agregátní dummy proměnná původu právního systému, strukturální reformy a společná hranice). Vyřazením všech nevýznamných regresorů (kromě obchodní intenzity) dostáváme

model (2), kde jsou již tři proměnné statisticky významné: kvalita účetních standardů, přijímání nových ICT a společný jazyk. Dummy proměnné společného jazyka a společného právního systému mohou nést stejnou informaci. To je patrné z modelu (3), kde jsou proměnné zaměněny s minimálním dopadem na odhady koeficientů ostatních proměnných. V modelu (4) jsou opět zahrnuty všechny zkoumané proměnné, je navíc umožněn rozdílný efekt v závislosti na původu právního systému (agregátní dummy proměnná je nahrazena čtyřmi dílčími). Po odstranění nevýznamných proměnných (kromě obchodní intenzity) dostáváme model (5). Vliv původu právního systému je empiricky protikladný. Zatímco německý původ právního systému je statisticky neprůkazný, anglický a francouzský právní systém vede ke korelaci ekonomik, právní systém skandinávský naopak k divergenci. Tento nelogický závěr bohužel autoři nekomentují. Skandinávský původ a jeho negativní vliv na konvergenci přitom odporuje jejich očekáváním. Dummy proměnná stejného jazyka není statisticky významná, dummy proměnná sousedních zemí naopak ano (s. 34–36).

Regresní analýzou byl podle autorů studie identifikován významný vliv na korelaci temp růstu HDP hned několika regresorů: obchodní intenzita³⁷, volatilita nominálního měnového kurzu, kvalita účetních standardů a rychlost přijímání novinek ICT. S mírným odstupem ve významnosti následuje stejný původ právního systému³⁸, používání stejného jazyka a společná hranice). Nicméně role proměnných se nepodařilo přesně determinovat. Tyto proměnné byly zařazeny do modelu podle jistých očekávání jejich vlivu na korelaci hospodářských cyklů, resp. jejich vlivu jako transmisního mechanismu šoků do jiných zemí. Pokud by byl tento přenos rychlý, synchronizace by rostla. Byly identifikovány tři hlavní kanály: obchodní, finanční a monetární. Pravděpodobně jich je ale mnohem více. V obecné rovině mezi sebou země komunikují prostřednictvím informací, myšlenek a víry, které jsou jako veličiny neměřitelné. Proto je žádoucí do modelu začleňovat takové proměnné (např. společný právní systém, společná hranice, společný jazyk aj.), které tento neměřitelný tok alespoň částečně zastoupí. Stojí také za povšimnutí, že u řady proměnných byl samostatně prokázán jejich statisticky významný vliv na korelaci hospodářských cyklů, který se však u vícerozměrných regresí vytrácí (s. 36–43).

4.3.2 Darvas, Szapáry (2004)

Práce vzniká v době největšího rozšíření EU převážně o CEECs a věnuje se úvahám, kdy tyto země s ohledem na svou konvergenci k jádru eurozóny mohou zavádět euro. Prvním jejím cílem je identifikovat míru synchronizace CEECs ve srovnání s členskými zeměmi EMU. Druhým cílem je posoudit, zdali došlo ke konvergenci

³⁷ Hodně diskutabilní závěr vzhledem k tomu, že tato proměnná byla statisticky významná pouze v prvním jednoduchém modelu, ve všech ostatních vícerozměrných regresích byla nevýznamná.

³⁸ Vzhledem k divergentnímu vlivu skandinávského původu, který odporuje logickému úsudku, je to další překvapivý závěr studie.

mezi zeměmi EMU od zavedení společné měny v duchu hypotézy endogenity (s. 27).

Za tímto účelem je zkoumáno 26 průmyslově vyspělých zemí OECD, jsou použity dvě detrendovací techniky (filtry HP a BP) na čtvrtletní časové řady k aproximaci cyklických komponent sedmi různých ukazatelů (HDP, IPP, investice, soukromá spotřeba, služby, export, import). Zkoumané období 1983–2002 je děleno na dvě subperiody. Vedle lineárních korelací mezi cykly zkoumaných zemí a agregátu eurozóny jsou kalkulovány i jejich zpoždění, volatilita, stálost v čase a reakce na šoky (s. 4–14).

Rozsah výpočtů je pro 26 zkoumaných zemí obrovský a jejich zevrubná prezentace je pro dva filtry, 7 ukazatelů a 5 různých měření podobnosti cyklů nemožná. Proto autoři neprezentují statistickou významnost výsledků a země rozdělují do následujících skupin (s. 15–30):

- EMU1 představují země jádra eurozóny, jejich konvergence k EMU (ve všech měřeních všech ukazatelů) je nejvyšší, navíc došlo k podstatnému nárůstu synchronizace ekonomik mezi první (1993–1997) a druhou (1998–2002) periodou, které zhruba odpovídají zavedení eura. To by mohlo potvrzovat hypotézu endogenity. Jedná se o Belgii, Francii, Itálii, Německo, Nizozemí a Rakousko. Stojí za povšimnutí, že kromě Rakouska se jedná o zakládající země EU, resp. Evropského hospodářského společenství.
- EMU2 představují země periferie eurozóny, jejich konvergence k EMU je o poznání nižší než u zemí EMU1. Lze vysledovat podobný trend konvergence mezi oběma obdobími, nicméně tento nárůst opět není tak velký, jako u zemí EMU1. Může to být způsobeno jednak *catching up* procesem, který je vždy provázen specifickými šoky, nebo pozdějším začleněním těchto zemí do unijního obchodování. Jedná se o země Finska, Irska, Portugalska a Španělska.

Lze na základě faktu, že země EMU1 a EMU2 konvergovaly rychleji v druhém období, kdy bylo zavedeno euro, vyvozovat závěr o endogenní povaze OCA charakteristik? Podle autorů práce nikoli, protože mimoevropské země jako USA, Japonsko a Rusko konvergovaly k jádru eurozóny také. To ukazuje spíše na existenci světového hospodářského cyklu a globalizaci, vliv eura se zdá být v kontextu celosvětové konvergence marginální (s. 28). Pokračujme ve výčtu skupin zemí:

- CEE1 neboli země střední a východní Evropy, které dosáhly za obě sledovaná období nejvyšší konvergence z CEECs k EMU: Maďarsko, Polsko, a Slovinsko. Tyto země navíc konvergovaly za obě období podobně, jako země EMU1. To je v rozporu s hypotézou endogenity.
- CEE2 jsou země, které dosáhly nižší synchronizace k EMU v období 1993–1997 a v období 1998–2002 zaznamenaly další pokles, jsou to Česká republika a Slovensko. Za těmito výsledky stojí jednak nedostatečné reformy v devadesátých letech a také měnové krize a následné recese v letech 1997 a 1998.

- CEE3 jsou tři pobaltské země, které nekonvergovaly k EMU vůbec. Tyto země byly více než ostatní země orientovány na Rusko, se kterým vykazují podle očekávání nejvyšší synchronizaci ze všech zkoumaných zemí. V druhém období ale dochází k jejímu výraznému poklesu.
- OUTS jsou země stojící mimo eurozónu, resp. EU: Dánsko, Švédsko, Velká Británie a Švýcarsko.
- Samostatně na úrovni skupin stojí zástupci světového cyklu USA, Japonsko a Rusko.

Závěr studie o endogenitě kritérií OCA je rozporuplný. V kontextu světového hospodářského cyklu se zcela jistě nedá potvrdit hypotéza endogenity pouze na základě konvergence EMU1 a EMU2 v druhém zkoumaném období. Na druhé straně autoři zmiňují, že tato konvergence byla výrazná oproti zbytku pozorovaných zemí. To je dobrým příslibem pro její zastánce. Autoři ale neprezentovali statistickou významnost výpočtů.

4.4 Exogenita kritérií OCA

Vedle prací obhajujících hypotézu endogenity stojí další studie, které ji empiricky vyvracejí a kritéria OCA považují za exogenní veličiny. Obecná teze vazby jednotné měny, rostoucího obchodu a konvergence *ex post*, není napadána pouze Krugmanem (1993), Kenenem (1969), Bayoumim a Eichengreenem (1992). Celá řada dalších transmisních kanálů (které jsou zesíleny společnou měnou), může působit divergentně. Tyto kanály ale endogenní práce zpravidla přehlížejí.

4.4.1 Miles, Vijverberg (2011)

V úvodu jsou vyjmenována kritéria OCA, která eurozóna rozhodně neplní ideálně (mobilita práce, sdílení rizika, nedostatečná sladěnost periferií s jádrem eurozóny). V tomto kontextu autoři nepovažují eurozónu (i s ohledem na problémy eurozóny od jejího vzniku) za optimální měnovou oblast. Pokud by však kritéria OCA byla opravdu endogenní (jako tvrdí většina empirických prací vznikajících v posledních dvou dekadách), eurozóna by se jí stala *ex post*. Studie, které endogenitu verifikují, ale vychází z pochybného úsudku mezi vztahem měnové unie, obchodní výměny a konvergenčí (s. 1).

Miles a Vijverberg na str. 2 kritizují empirický postup dokazování hypotézy endogenity mimo jiné i v pilotní práci Frankela a Roseho (1998). Z odhadu vlivu zavedení měnové unie na bilaterální obchod a z odhadu vlivu bilaterálního obchodu na konvergenci implicitně vyplývá, že bilaterální obchod je jediným kanálem, kterým měnová unie ovlivňuje korelaci hospodářských cyklů. Takových kanálů je ale mnoho a řada z nich nemusí působit pouze integračně.

Cílem práce je determinovat vliv eura na korelaci hospodářských cyklů. Z pohledu endogenity by měly konvergovat členské státy eurozóny mezi sebou, země stojící mimo by k členům eurozóny měly konvergovat pomaleji. Pokud tato

závislost nebude prokázána, je to argument vyvracející endogenní charakter kritérií OCA (s. 8).

Za tímto účelem je použito sezóně očištěných čtvrtletních dat IPP z let 1983:1–2009:4, která jsou upravena na logaritmické diference a pomocí Markovských řetězců je odhadnuta cyklická složka. Je pracováno s třemi skupinami zemí:

- Jádru eurozóny: Německo a Francie
- Periferie eurozóny: Řecko, Irsko, Portugalsko a Španělsko
- Země stojící mimo eurozónu: Dánsko, Švýcarsko, Švédsko

Z výsledků jednoduché regrese vyplývá, že žádná ze zemí PIGS nekonvergovala k jádru eurozóny (korelační koeficienty byly nevýznamné). Oproti tomu ze zemí stojící mimo eurozónu je to Švédsko, které k jádru konvergovalo³⁹ (s. 14).

Z výsledků aplikace Markovských řetězců dokonce vyplývá, že „*s růstem výstupu zemí jádra eurozóny (HDP) dojde k zvýšení pravděpodobnosti recese v Portugalsku a Irsku*“ (s. 15). Pro tyto dvě malé země znamenal vstup do eurozóny zároveň konec konvergenčních tendencí. Pro Švédsko byla naopak i touto metodou potvrzena pokračující konvergence i přes absenci společné měny.

Poslední dva odstavce jsou v přímém rozporu s očekáváními zastánců hypotézy endogenity. Mezi jádrem eurozóny a periferiemi jsou výrazné rozdíly, které se samy neodstraní. Samotný vstup do eurozóny nezvýší cyklickou sladěnost, jednotná monetární politika ECB pro jádro eurozóny a její periferie se tak může ukázat jako velmi problematická. Kritéria OCA jsou podle autorů jednoznačně exogenními proměnnými (s. 22).

4.4.2 Vieira, Vieirová (2011)

Portugalští profesori ekonomie, manželé Vieirovi se ohlíží za desetiletým fungováním eurozóny a v tomto kontextu hypotézu endogenity odmítají. Země, jako Portugalsko aj. marně čekaly na rostoucí integraci a čisté přínosy z členství v měnové unii. Současný vývoj zemí PIIGS spíše ukazuje na převahu nákladů.

Za účelem potvrzení hypotézy endogenity zkoumají 21 zemí OECD, kde je 11 zemí členy eurozóny⁴⁰, tři země EU platící vlastní národní měnou⁴¹ a sedm zemí stojící mimo EU⁴². Období 1988–2008 je rozděleno na dvě desetileté periody, jsou zkoumána roční data.

Pokud dojde k rostoucí synchronizaci u zemí platící eurem ve druhém období (které se kryje s jeho zavedením) oproti zemím stojícím mimo eurozónu, resp. EU, potom bude možné hovořit o endogenním charakteru kritérií OCA. Za tímto účelem

³⁹ Na 10% hladině významnosti.

⁴⁰ Belgie, Finsko, Francie, Irsko, Itálie, Německo, Nizozemí, Portugalsko, Rakousko, Řecko, Španělsko.

⁴¹ Dánsko, Švédsko, Velká Británie.

⁴² Austrálie, Kanada, Norsko, Nový Zéland, Švýcarsko a USA.

jsou aktualizovány koeficienty původního **OCA indexu**⁴³, který byl navržen takřka před dvaceti lety Bayoumim a Eichengreenem. Aktualizovaná rovnice je potom aplikována na výpočet OCA indexů pro zkoumané země ve dvou obdobích:

$$\begin{aligned} sder_{ijt} = & -0,253 + 1,646 sdy_{ijt} + 0,023 dissim_{ijt} - \\ & - 0,864 btrade_{ijt} + 0,015 size_{ijt} + 0,024 d88_{ijt} \end{aligned} \quad (11)$$

kde $sder_{ijt}$ je směrodatná odchylka změny logaritmu nominálního směnného kurzu zemí i a j v roce t , sdy_{ijt} je směrodatná odchylka rozdílu v logaritmu změny relativního výstupu, $dissim_{ijt}$ je suma absolutních rozdílů v podílu zemědělství, těžby a průmyslu na celkovém bilaterálním exportu, $btrade_{ijt}$ je průměr podílu vzájemného obchodu zemí na HDP, $size_{ijt}$ je aritmetický průměr logaritmů HDP v amerických dolarech, $d88_{ijt}$ jsou chyby měření (s. 5).

Aplikací aktualizovaného OCA indexu byla sice zjištěna konvergence celého jádra eurozóny, resp. rostoucí vhodnost zavedení společné měny, nicméně periferie eurozóny jádro v poslední dekádě nijak nedohání. V rámci jádra eurozóny navíc nedošlo ke zlepšení OCA charakteristik u všech členských zemí. Celý projekt společné měny v Evropě je proto spíše kontroverzní. Potíže, se kterými se její členské země potýkají, se samy nevyřeší. Empirický výzkum manželů Vieirových hypotézu endogenity odmítá (s. 13).

4.4.3 Romana (2013)

Aktuální práce španělského profesora Romany se zabývá empirickým šetřením konvergence zemí EMU po období zavedení společné měny v roce 1999. Za tímto účelem je vybráno 5 zemí⁴⁴ EMU a kontrolní vzorek 3 zemí⁴⁵ zastupujících světovou ekonomiku. Hospodářský cyklus je aproximován třemi detrendovacími technikami (první diference, HP filtr a detrendování přímkou) z čtvrtletních časových řad HDP (v cenách roku 2005) za období 1999–2012, které je rozděleno na dvě dílčí periody. Synchronizace cyklů je měřena lineárními korelačními koeficienty, směrodatnou odchylkou a mírou shody periodogramů. Cílem práce je identifikace prohlubující se synchronizace ekonomik mezi oběma zkoumanými obdobími (s. 7–8).

Dle autora, zvolený způsob detrendování výrazně ovlivnil výsledky. Nicméně i tak je splněn cíl práce, protože lze konstatovat, že dosažený stupeň synchronizace mezi zeměmi eurozóny není vysoký a v čase je stálý. Hypotézu endogenity lze na tomto empirickém základě spíše zamítnout. Dvě metody detrendování prokázaly významné rozdíly mezi amplitudami hospodářských cyklů, třetí metoda velmi překvapivě ukázala na nulovou konvergenci mezi Německem a zbytkem eurozóny (s. 17).

⁴³ OCA index udává vhodnost zemí zavést společnou měnu. OCA index nabývá hodnot z intervalu (0,1). Čím menší je jeho hodnota, tím vhodnější je vstup země do měnové unie.

⁴⁴ Francie, Itálie, Německo, Nizozemí, Španělsko.

⁴⁵ Japonsko, USA, Velká Británie.

4.5 Shrnutí literární rešerše

Analyzované studie poukazují na mnohem širší problém teorie OCA, která byla zpočátku kritizována zejména pro svou praktickou neuchopitelnost. Řada ekonomů ji oprávněně považuje za teorii „*poněkud zmatenou a nejasnou, nepřinášející žádné hmatatelné a přesvědčivé výsledky*“ (Kučerová, 2005, s. 12). V současné fázi jejího empirického vývoje a s nástupem ekonometrických nástrojů se tato situace podstatně změnila. V posledních dvou dekadách vzniká množství empirických studií, které vystřídalý teoretické rozbory analýz přínosů a nákladů ze zavedení společné měny. **Nicméně je nutné se ptát, zdali množství empirických prací posunulo teorii OCA k jejímu praktickému využití?** Obrovským nedostatkem těchto studií je totiž naprostá absence jakéhokoli metodologického konsenzu. Samotné studie zkoumající hypotézu endogenity stojí před velkým množstvím metodických postupů, které začínají volbou klasického nebo růstového cyklu, volbou národohospodářských ukazatelů, detrendovacích technik, zkoumaného období, metody odhadu regresního modelu, způsobu měření synchronizace, volby regresandů, zkoumaných zemí atd. Všechny tyto aspekty se citelně podepisují na provedených analýzách a výsledkem je množství heterogenních a originálních studií, které si navzájem odporují, přičemž tyto rozdíly mnohdy nelze vysvětlit ani odlišným metodickým postupem, jako např. u studií Artis, Zhangová (1997 a 1999) vs. Inklaar, de Haan (2000).

Na základě současné heterogenní literatury je nemožné dospět k všeobecně platnému závěru o platnosti hypotézy endogenity. Pilotní studie endogenity Frankela, Roseho (1998) a Fidrmuce (2001) testují vliv bilaterálního, resp. vnitroodvětvového obchodu na korelaci hospodářských cyklů. Je ale vztah mezi vnitroodvětvovým obchodem a korelací hospodářských cyklů opravdu kauzální? Fidrmuc vysvětlil vnitroodvětvovým obchodem pouze cca 13 % variability hospodářských cyklů. Nabízí se, že model trpí opomenutými proměnnými. Jak uvedli Miles a Vijverberg (2011, s. 2), konvergence může být výsledkem mnoha dalších kanálů, které v modelu nebyly vůbec zahrnuty. I když momentálně převažuje konsensus na platnosti endogenního charakteru kritérií OCA (Kučerová, 2005, s. 61), zejména v posledních letech přibývají kritické studie klonící se ke Krugmanově hypotéze specializace (1993). Není ani divu, protože teorie OCA a zájem o ní byl vždy úzce spojen s vývojem hospodářské a měnové integrace v Evropě a současná dluhová krize prostě nahrává kritikům EMU, resp. současný vývoj v eurozóně zrovna nepřeje hypotézám o samovolné integraci a konvergenci ekonomik na základě pouhého zavedení společné měny.

Je mnoho dalších otázek ohledně empirických studií kritérií OCA, které se ve většině případů opírají o analýzu historických dat. Může ale být tento postup dostatečným a spolehlivým základem pro předpovědi ohledně budoucího vstupu ze země do eurozóny? Opět se dostáváme ke známé Lucasově kritice.

Analýzy CEECs jsou zatíženy v mnohem větší míře krátkostí časových řad. Neoporovnatelné období zahrnuje i transformaci CEECs na tržní ekonomiky. Zbývající období není tak dlouhé, aby umožňovalo relevantní srovnání se západní Evropou, na tento problém naráží ve svém závěru i Fidrmuc (2001).

Mnoho studií si klade za cíl identifikovat míru synchronizace hospodářských cyklů mezi zeměmi eurozóny v relaci na udržitelnost eura. Jsou ale hodnoty výsledných zpravidla korelačních koeficientů mezi cyklickými komponentami makroekonomických ukazatelů dostatečně vypovídající? Studie Fidrmuce a Korhonena (2006, s. 22–23) vyslovuje závěr, že stupeň dosažené synchronizace nově přistupujících CEECs k EU je dostatečně vysoký (v mnohých případech vyšší, než u zemí periferie eurozóny), než aby byl překážkou v členství v měnové unii. Podle závěrů Najmana (2012, s. 105) je konvergence mezi zeměmi eurozóny (EA12) plně srovnatelná s konvergencí mezi státy i regiony USA. Přitom řada jiných studií zamítá hypotézu endogenity pouze na faktu, že země eurozóny mezi sebou dále nekonvergují.

Na základě kritiky teorie OCA není překvapením, že i přes to, že tato ekonomická teorie stojí jako alternativa vedle politických, nefunkčních maastrichtských kritérií nominální konvergence, **nejsou empirická zjištění podkladem pro rozhodování ohledně přijetí eura** v ČR ani v ostatních kandidátských zemích eurozóny (Rozmahel, 2008, s. 51).

Pokud se mají empirické studie teorie OCA stát relevantními pro rozhodování o hospodářské politice zemí EU, je nutné sjednotit metodologii jejich výzkumu, odstranit subjektivní vliv výzkumníka a vyřešit řadu dalších problémů. Např. zařazení všech možných kritérií OCA a provedení opravdu komplexní analýzy hospodářského cyklu, popsaného celým souborem kritérií, je vzhledem k rozsahu výpočtu nemožné. Řada kritérií OCA je empiricky neměřitelná atd.

5 Verifikace hypotézy endogenity

Aplikační část práce má tři podkapitoly, které jsou členěny následovně: první z nich se věnuje výpočtu šesti regresandů z rovnice (1). Druhá podkapitola se věnuje regresorům a jednoduchým regresím, ve kterých je zkoumán jejich na korelaci hospodářských cyklů nejprve izolovaně, třetí podkapitola shrnuje výsledky více-rozměrných regresí.

5.1 Konvergence hospodářských cyklů CEECs k eurozóně

Celková ekonomická sladěnost členských států eurozóny je základním předpokladem pro její hladké fungování (ČNB, 2013, s. 23). Hospodářský cyklus je v této práci aproximován dvěma národohospodářskými ukazateli pomocí třech detrendovacích technik ve zkoumaném období 1994–2014 pro HDP a 2001–2014 pro IPP. Výsledky umožňují odpovědět na první výzkumnou otázku, zdali došlo ke konvergenci CEECs k eurozóně a jak velká tato konvergence byla ve srovnání s jádrem eurozóny (Francií a Německem) k eurozóně.

Za tímto účelem je zkoumané období rozděleno na dílčí periody⁴⁶, v obr. 4 je zachycen vývoj korelačních koeficientů všech zkoumaných zemí k eurozóně. Pokud se hodnota korelačních koeficientů za jednotlivá období posouvá doprava nahoru, potom země konvergují k eurozóně a naopak. Graf zobrazuje hospodářské cykly HDP a IPP modifikované pouze technikami FOD a HP filtrem.

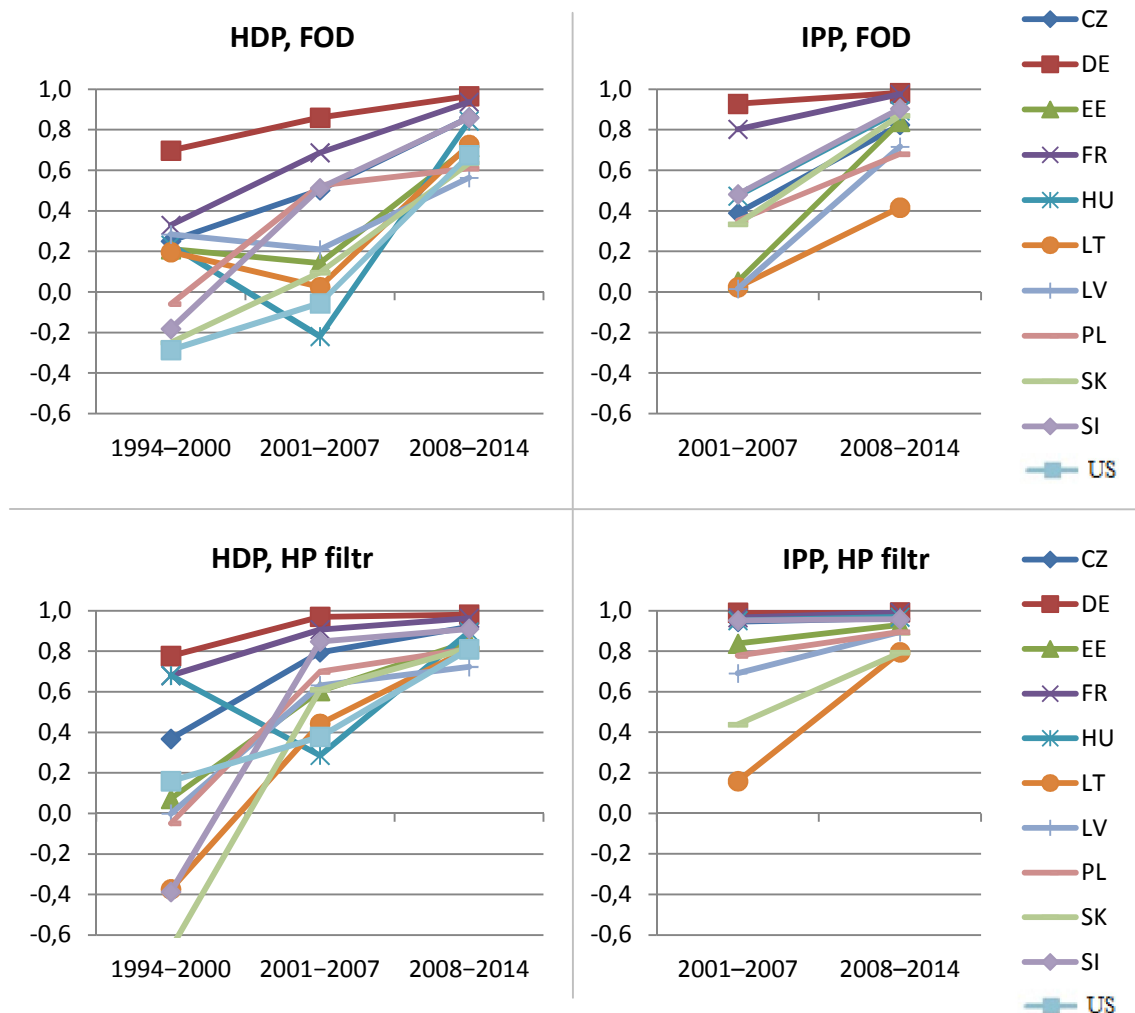
Jak je na první pohled zřejmé, mezi zkoumanými zeměmi došlo ke konvergenci k eurozóně a to jak u CEECs1, CEECs2, tak u jádra eurozóny. Všechny čtyři způsoby výpočtu vedou k závěru, že Francie a Německo dosáhly nejvyšší synchronizace s eurozónou a to bez ohledu na techniku detrendování nebo zvolené období. Velmi podobně se vyvíjely ekonomiky pobaltských zemí, které z analyzovaných zemí konvergovaly nejméně. Litva a Lotyšsko dosáhly k roku 2014 vůbec nejnižších hodnot korelačních koeficientů mezi cyklickými komponentami HDP i IPP. CEECs1 se nevyvíjely s takovou podobností, např. Polsko nekonvergovalo tak výrazně jako zbytek skupiny.

Při srovnání konvergence CEECs a zeměmi jádra eurozóny ukazuje obr. 4 na jasný závěr. CEECs konvergovaly k eurozóně mnohem rychleji a jádro eurozóny doháněly. To je v souladu s hypotézou endogenity. Zejména u ukazatele IPP je patrné, že úsečky Německa a Francie jsou téměř vodorovné a blízké hodnotě 1, a proto neposkytují moc prostoru pro další konvergenci. Ekonomický cyklus USA, jako reprezentant světového cyklu, ale konvergoval k eurozóně také, a to výrazně. To ukazuje spíše na existenci světového hospodářského cyklu.

Na analýze se projevil zvolený způsob detrendování i volba národohospodářského ukazatele. Ukazatel IPP vedl k vyšším korelačním koeficientům. Vzhledem k tomu, že IPP je volatilnějším ukazatelem, jedná se o překvapivý výsledek. Ve vět-

⁴⁶ Pro HDP tři dílčí období 1994–2000, 2001–2007, 2008–2014. Pro IPP pouze dvě: 2001–2007, 2008–2014.

šině soudobých studií ale IPP figuruje s měsíční frekvencí, zde byla frekvence pozorování čtvrtletní, stejně jako u HDP. To mohlo pozitivně ovlivnit korelaci cyklických IPP.

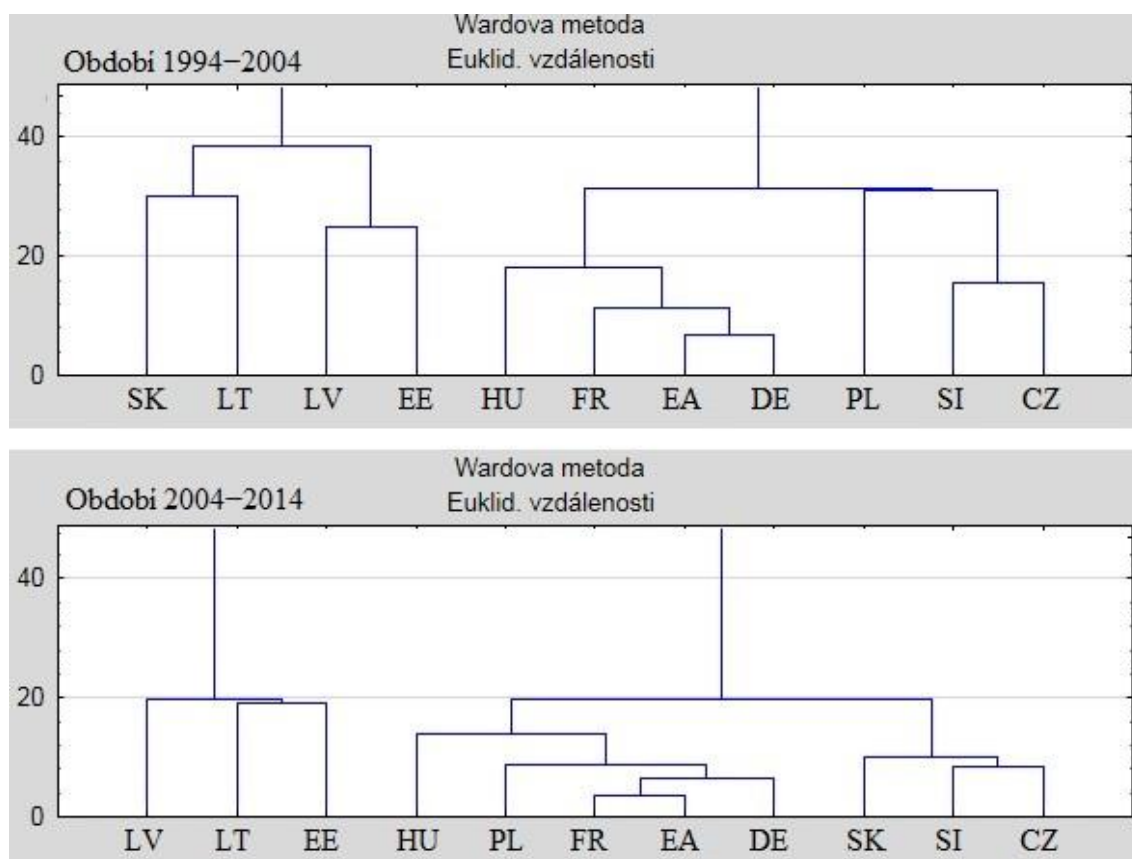


Obr. 4 Konvergence zemí k eurozóně v čase, HDP a IPP, metody FOD a HP filtr, zdroj: vlastní výpočty

Následující dendrogramy zachycují konvergenci zemí k eurozóně ve dvou obdobích, 1994–2004 a 2004–2014. Vstupními údaji byly cyklické komponenty HDP získané aplikací HP filtru.

Rozdělení zemí na CEECs1, CEECs2 a jádro eurozóny bylo oprávněné. V obou dendrogramech se nachází tři velké shluky zemí, které tomuto rozdělení přibližně odpovídají. Pobaltské země dosáhly nejmenší konvergence k eurozóně a stojí osamocně vlevo. Česká republika je cyklickým vývojem k eurozóně nejbližší Slovinsku, v druhém zkoumaném období se do stejného shluku přidává Slovensko. Cyklickou podobnost těchto zemí potvrzují i další studie (např. Rozmahel, 2006, s. 86). Francie a Německo tvoří s eurozónou nejmenší prostřední shluk, do kterého se

postupně připojuje Polsko i Maďarsko. Při srovnání obou dendrogramů navzájem je mnohem podstatnější absolutní pokles rozdílnosti mezi shluky v čase (pokles vzdálenosti např. pobaltského shluku o polovinu). Vzdálenost mezi shluky navzájem výrazně poklesla, takže hospodářské cykly jsou si ve druhém zkoumaném období více podobné. Pokles vzdáleností mezi shluky byl nejvýraznější u skupiny CEECs2, následované CEECs1. V rámci jádra eurozóny došlo k poklesu také, ale mnohem nižšímu. Francie nahradila Německo v nejužším shluku s eurozónou.



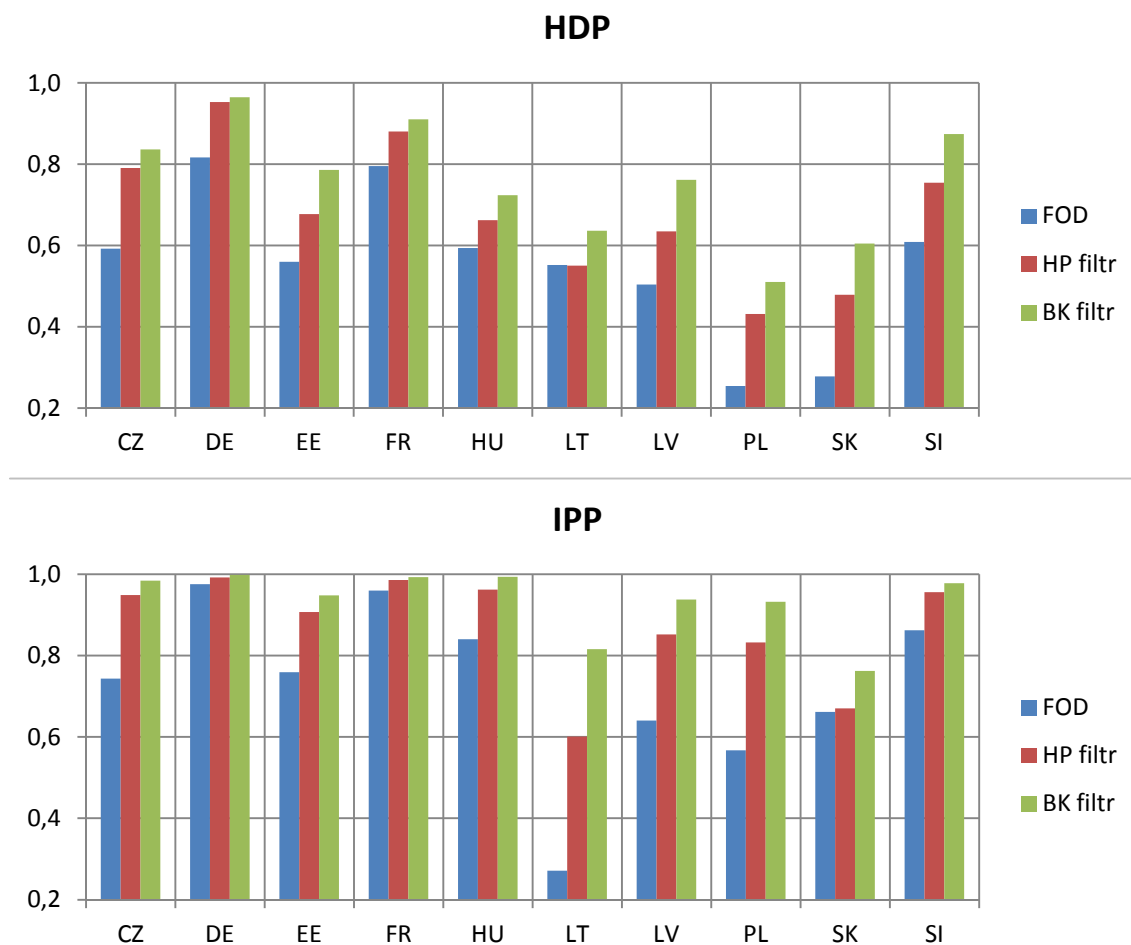
Obr. 5 Dendrogram podobnosti analyzovaného vzorku zemí, vstupní data cyklický HDP metodou HP filtru, zdroj: vlastní výpočty

Na základě obr. 4 a 5 je přijata odpověď na první výzkumnou otázku. CEECs1 i CEECs2 v průběhu let 1994–2014 konvergovaly k eurozóně. Země jádra eurozóny (Francie a Německo) konvergovaly k eurozóně také, ale mnohem méně.

Porovnání třech detrendovacích technik si můžeme nejlépe ilustrovat v obr. 6, který zachycuje korelační koeficienty mezi eurozónou a zkoumaným vzorkem zemí v relaci ke způsobu detrendování časových řad, vstupními údaji jsou řady HDP (1994–2014) a IPP (2001–2014).

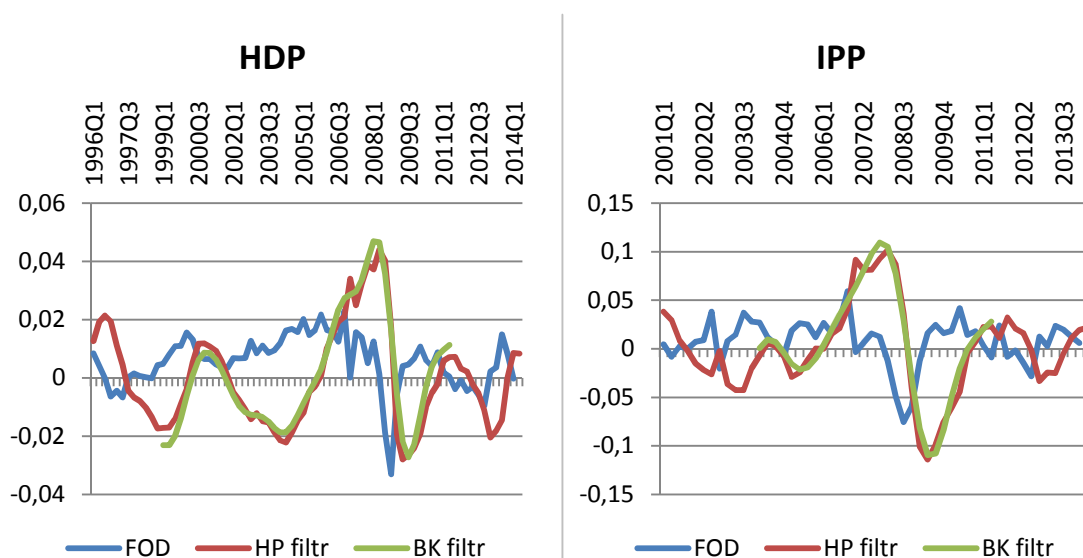
Z grafu je patrné, že korelační koeficienty se u jednotlivých metod vyvíjejí stejně, liší se pouze ve své velikosti. Např. metoda FOD vede k nejnižším korelač-

ním koeficientům mezi hospodářskými cykly. Výsledné cyklické komponenty mají totiž nejvyšší volatilitu, korelace z nich vypočtená je proto nejnižší. Růstové cykly jsou zpravidla vždy více vyhlazeny, fází expanzí a kontrakcí je méně, a proto jsou korelační koeficienty z nich vypočtené vyšší. Výstupem filtru BK u všech zemích bez ohledu na ukazatele jsou více synchronizované řady, než u HP filtru. Hospodářský cyklus získaný aplikací BK filtru je pravděpodobně ještě více vyhlazen. Ke stejnému závěru došel i Rozmahel (2006, s. 78).



Obr. 6 Korelační koeficienty v závislosti na detrendovacích technikách: FOD, filtry HP a BK, zdroj: vlastní výpočty

Následující obr. 7 zachycuje hospodářský cyklus ČR identifikovaný metodami FOD, filtry HP a BK. Vstupem byly řady HDP (1994–2014) a IPP (2001–2014). Cyklický výstup identifikovaný BK filtrem je zkrácen o 6 let. Hospodářské cykly CEECs1, CEECs2, jádra eurozóny, eurozóny a USA jsou vykresleny v příloze A.



Obr. 7 Hospodářský cyklus ČR identifikovaný metodami FOD, filtry HP a BK, vstupní řady HDP a IPP, zdroj: vlastní výpočty

Z grafů je patrný rozdíl mezi klasickým (FOD) a růstovým (HP a BK) cyklem. Klasický cyklus má zpravidla větší volatilitu, amplitudy cyklu jsou menší, proměnlivost frekventovanější. Nicméně při **datování**⁴⁷ hospodářských cyklů a aplikací omezujících podmínek k odstranění falešných bodů zvratu je klasických cyklů u postkomunistických zemí zpravidla méně než růstových. To je hlavní důvod, proč se pro analýzy CEECs doporučují růstové cykly (Artis, 2003, s. 3). Při srovnání cyklických komponent růstových cyklů je zřejmé, že BK filtr vyhladil cyklickou komponentu opravdu více než HP, na stejný závěr poukazují i vyšší korelační koeficienty z obr. 6. Oba cyklické výstupy jsou si ale velmi podobné, to je v souladu např. s Canovou (1998, s. 508).

Po aplikaci tří detrendovacích metod na dva národohospodářské ukazatele HDP a IPP bylo identifikováno 6 řad korelačních koeficientů mezi 27 zeměmi a eurozónou, které vstupují jako regresandy⁴⁸ do vícerozměrných modelů:

Tab. 4 Korelační koeficienty cyklických komponent HDP (1994–2014) a IPP (2001–2014) mezi 27 zeměmi a eurozónou. Techniky FOD, filtry HP a BK, zdroj: vlastní výpočty

	HDP_fod	HDP_hp	HDP_bk	IPP_fod	IPP_hp	IPP_bk
AT	0,66	0,86	0,90	0,74	0,95	0,98
BE	0,71	0,72	0,83	0,84	0,91	0,95
BG	0,33	0,48	0,64	0,70	0,87	0,91
CY	0,47	0,63	0,72	0,31	0,32	0,45

⁴⁷ O datování více např. Najman (2012, s. 19–21) nebo Rozmahel (2006, 65–69).

⁴⁸ Do regresních modelů nevstupují data pro USA. Tyto hodnoty byly využity pouze pro srovnání konvergence evropských zemí k eurozóně se zástupcem světového cyklu.

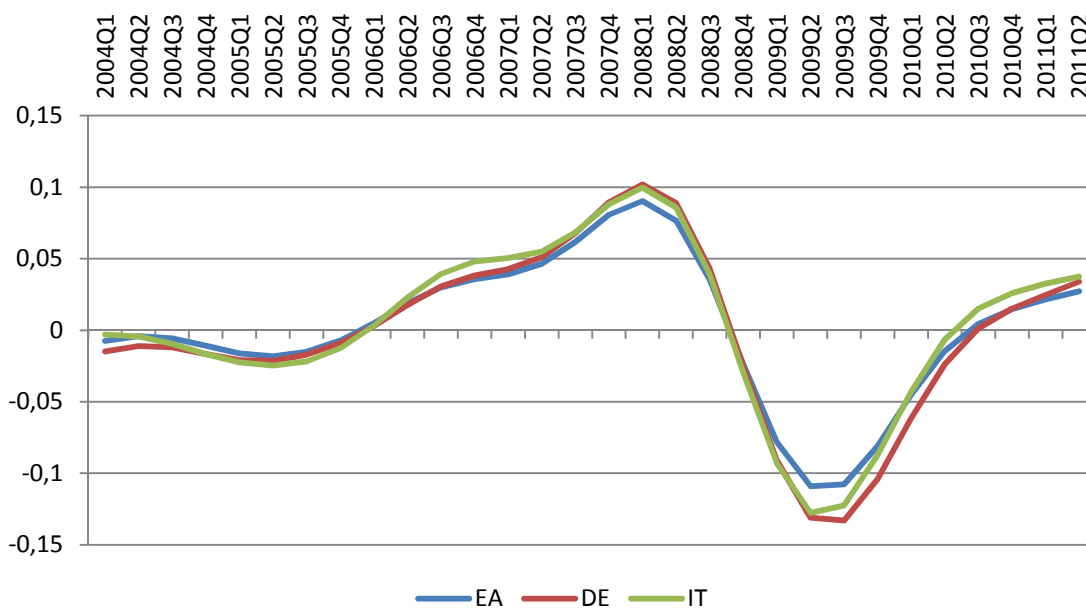
CZ	0,59	0,79	0,84	0,74	0,95	0,98
DE	0,82	0,95	0,96	0,98	0,99	1,00
DK	0,44	0,75	0,88	0,50	0,80	0,88
EE	0,56	0,68	0,79	0,76	0,91	0,95
ES	0,70	0,86	0,89	0,85	0,93	0,97
FI	0,69	0,83	0,88	0,79	0,93	0,95
FR	0,80	0,88	0,91	0,96	0,99	0,99
GB	0,66	0,69	0,78	0,83	0,94	0,99
GR	0,38	0,35	0,94	0,37	0,52	0,66
HR	0,59	0,69	0,87	0,29	0,63	0,81
HU	0,59	0,66	0,72	0,84	0,96	0,99
IT	0,80	0,93	0,96	0,94	0,99	1,00
LT	0,55	0,55	0,64	0,27	0,60	0,82
LU	0,47	0,76	0,85	0,66	0,82	0,91
LV	0,50	0,63	0,76	0,64	0,85	0,94
MT	0,22	0,60	0,80	0,51	0,72	0,89
NL	0,70	0,84	0,88	0,51	0,73	0,87
NO	0,21	0,38	0,58	0,04	-0,06	-0,17
PL	0,25	0,43	0,51	0,57	0,83	0,93
SE	0,48	0,76	0,82	0,82	0,96	0,99
SI	0,61	0,75	0,87	0,86	0,96	0,98
SK	0,28	0,48	0,61	0,66	0,67	0,76
US	0,41	0,53	0,59	x	x	x

ČR dosáhla v rámci skupiny CEECs1 nejvyšší synchronizace s eurozónou, bez ohledu na způsob detrendování nebo ukazatel. Je ale pravdou, že v poslední dekádě konvergovalo výrazněji Slovensko, to je více patrné z obr. 4 a 5. Naopak nejméně se k eurozóně přiblížilo Polsko.

Pobaltské země dosáhly velmi nízkých hodnot u sladění IPP. Tyto země byly hospodářsky silně vázány na Rusko a mnohem déle se přeorientovaly na Evropu, dotkla se jich mnohem více i ruská měnová krize z přelomu let 1997/1998. Země jádra eurozóny vykázaly nejvyšší hodnoty dosažené konvergence, podobně jako další země zakládající Evropské společenství, Itálie a země Beneluxu. Podstatnější je ale srovnání konvergence mezi eurozónou a CEECs a konvergence eurozóny s jejími členskými státy. ČR totiž k eurozóně konvergovala rychleji, než řada zemí platící eurem (Finsko, Kypr, Lucembursko, Malta a Řecko). Pokud byly tyto země do eurozóny přijaty, potom není důvod z hlediska stupně dosažené sladění hospodářských cyklů k oddalování vstupu ČR do eurozóny.

Korelace v tab. 4 jsou poměrně vysoké, za komentář určitě stojí dokonalá korelace (sloupec IPP_bk) hospodářských cyklů Itálie a Německa k eurozóně. Tyto cykly byly aproximovány z řad IPP filtrem BK. Původní zkoumané období je pro

IPP pouze 2001–2014 (na rozdíl od HDP 1994–2014). BK filtr při čtvrtletní frekvenci vstupních řad ořízne dalších 12 pozorování z kraje a konce řady, takže filtrovaný výstup je o šest let kratší, odpovídá období 2004–2011. V tomto období většina evropských zemí zažívá hospodářský růst až do přelomu let 2008/2009. V USA bankrotuje k 15. září 2008 Lehman Brothers, přední investiční banka v zemi. Americký realitní trh se hroutí s přímým dopadem na ekonomiku USA i evropských zemí, kde po následující roky přetrvává dluhová krize. Následující graf prezentuje hospodářský cyklus Německa, Itálie a eurozóny, vstupní řady IPP jsou transformovány právě BK filtrem:



Obr. 8 Dokonalá korelace mezi hospodářskými cykly eurozóny, Itálie a Německa, ukazatel IPP, filtr BK, zdroj: vlastní výpočty

Cyklické komponenty tomuto průběhu odpovídají, zachycují synchronizovaný průmyslový růst do vypuknutí krize a následný pokles. Korelační koeficienty jsou tedy u všech hospodářských cyklů z tab. 4 zvýšeny zejména synchronním propadem ekonomik v krizových letech 2008/2009, ale u filtrů BK kde je výstup navíc zkrácen o dalších šest let a u ukazatele IPP, který se vztahuje ke kratšímu období než HDP je toto zkreslení nejsilnější. Není potom překvapením, že právě u největších ekonomik eurozóny jsou vypočtené korelační koeficienty nejvyšší, i když dokonalá korelace 1,00 je překvapující. Je otázka, do jaké míry ovlivňuje jejich výši celkem netradičně zvolená čtvrtletní frekvence dat IPP.

Za povšimnutí dále stojí záporné hodnoty korelace norského IPP. Je to dáno jeho specializací na ropu, ropný průmysl se v současnosti podílí na HDP skoro 25 % a zaměstnává více než 100 000 pracovníků. Norsko vytěží v současnosti více ropy, než celá EU. V posledních letech byl norský ropný průmysl vystaven velkým

šokům, norský IPP má proto několikanásobně vyšší volatilitu než zbytek analyzovaných zemí, proto vykazuje silné divergence k eurozóně (businessinfo.cz, 2014).

5.2 Jednoduché regrese

Po prostudování literatury se očekává statistická nevýznamnost většiny regresorů. Proto je stejně jako ve studii Otto, Voss a Willard (2001) přistoupeno nejprve k jednoduchým regresím, vliv zvolených regresorů na korelaci hospodářských cyklů je zkoumán izolovaně. Pro každý regresor je odhadnuto šest modelů (tj. 11 regresorů * 6 regresandů = 66 jednoduchých regresí). Prezentace takového množství výsledků je ale značně obtížná, proto jsou pro každou regresi prezentovány souhrnně pouze vybrané údaje.

Jednoduché regrese nesplňovaly předpoklady klasického regresního modelu zejména u regresandů IPP (modely nebyly správně specifikovány a byla přítomna heteroskedasticita). Proto byla u všech regresí vycházející z IPP změněna specifikace. Vzhledem k záporným hodnotám regresorů i regresandů bylo vyloučeno použití logaritmů, ke správné specifikaci i splnění všech dalších předpokladů vedla transformace regresandů na čtvrté mocniny. U řady jednoduchých regresí stále nejsou splněny všechny předpoklady (viz. další tabulky), nicméně další změny specifikace u jednoduchých regresí nebyly provedeny. V drtivé většině případů to totiž byla pouze nenormalita reziduí, která podstatně nezkrusluje výsledky regresí. Jej řešení v podobě zmenšení vstupních dat o nežádoucí hodnoty by vedlo k neporovnatelnosti výsledků.

Příloha C vykresluje násobné grafy všech 66 jednoduchých regresí. Nejprve je hledán orientační vztah mezi vysvětlující a vysvětlovanou proměnou pomocí těchto grafů. Vnitroodvětvový obchod podle většiny grafů pozitivně ovlivňuje sladěnost hospodářských cyklů, bez ohledu na zvolený ukazatel (HDP, IPP) nebo detrendovací techniku. Pouze u regresandu HDP_bk je tato závislost orientačně neprůkazná. Obě proměnné zastupující otevřenost ekonomik nemají dle X-Y diagramů žádný výrazný vliv, to je ve sporu s teorií. Směrodatná odchylka inflace u regresandů HDP vykazuje určitý lineární klesající trend, který se ale u regresandů IPP spíše vytrácí. Grafy dlouhodobé úrokové míry neukazují na možnost proložení vhodnou geometrickou křivkou, grafy regresoru nominálního kurzu sporadicky vykazují nepřímý vztah. Většina hodnot mediánu investic nepotvrzuje v grafu žádný vztah, zahrnutí extrémních hodnot v pravém horním rohu grafů ale může způsobit celkový, přímo úměrný vztah. Investice vyjádřené jako směrodatná odchylka jejich podílu na HDP vykazují u ukazatele HDP i IPP jasný nepřímý úměrný vztah. Proměnná TURIST zcela jistě přímo úměrně ovlivňuje sladěnost hospodářských cyklů aproximovaných pomocí HDP, u IPP je stejný vztah rozeznatelný pouze u techniky FOD. Dummy proměnná společného jazyka je na první pohled neprůkazná, na rozdíl od dummy proměnné společné hranice, kde lze vysledovat jasný přímo úměrný vztah skoro ve všech šesti grafech.

5.2.1 Vnitroodvětvový obchod

Na vnitroodvětvovém obchodě stojí (explicitně i implicitně) pilotní empirické práce hypotézy endogenity (Frankel a Rose, 1998 a Fidrmuc, 2001). Jeho zařazení do regresní analýzy je proto víceméně nutností. Jedná se o mezinárodní obchod probíhající v rámci jednoho odvětví, jeho výše poukazuje na faktorovou podobnost zemí a odráží jejich strukturální podobnost (ČNB, 2012, s. 46). Je to vlastně další měřítko provázanosti ekonomik. Je očekáván jeho pozitivní vliv na korelaci hospodářských cyklů v duchu hypotézy endogenity: s rostoucím vnitroodvětvovým obchodem poroste sladěnost hospodářských cyklů. Vnitroodvětvový obchod je měřen Grubel-Lloydovým indexem:

$$GL = 1 - \frac{\sum_i |X_i - M_i|}{\sum_i (X_i + M_i)} \quad (12)$$

kde X_i a M_i představují exporty a importy i -tých komoditních skupin SITC. Je to podíl absolutní hodnoty čistého vnitroodvětvového obchodu s eurozónou na celkovém zahraničním obchodu s eurozónou. Pro každý rok je vypočtena jeho hodnota zvlášť, do regrese vstupuje průměr za zkoumané období (viz. přílohy D, E).

V literární rešerši byla zmíněna kritika regresí OLS, které zahrnují endogenní proměnnou bilaterálního obchodu přímo do odhadu. Připomeňme, že Frankel a Rose (1998) použili dvoustupňový odhad OLS, kde v prvním kroce odhadují velikost bilaterálního obchodu pomocí exogenních proměnných. Tyto proměnné jsou ale kritizovány pro svůj nejednoznačný exogenní charakter v dalších pracích, např. de Haan, Inklaar a Jong-A-Pin (2008, s. 255). Frankel a Rose navíc ve své dřívější studii (1996, s. 23) použili právě tento postup, kdy jednostupňovou regresí prokázali vliv bilaterálního obchodu na korelaci hospodářských cyklů. Proto je tato kritika v této práci ignorována a proměnná vnitroodvětvového obchodu je do regrese zahrnuta přímo, stejný postup použila dále např. Bumbálková (2011)⁴⁹.

GL index nabývá hodnot v intervalu $<0,1>$. Jedné se blíží tehdy, pokud na bilaterálním obchodě převažuje vnitroodvětvový obchod a naopak. Jeho výše závisí na počtu úrovní SITC, pro které je počítán. Jak uvádí ČNB (2012, s. 47) s růstem počtu zahrnutých úrovní klasifikace SITC celková hodnota GL klesá. Hodnoty exportů a importů jednotlivých komoditních skupin jsou totiž více rozčleněny a výsledná GL hodnota musí být proto menší. V této práci je vypočten GL, který zahrnuje první úroveň desetimístné klasifikace SITC⁵⁰. Vstupními údaji jsou roční řady exportu

⁴⁹ Bumbálková (2011) pracuje na rozdíl od této práce s celkovým bilaterálním obchodem.

⁵⁰ GL zahrnuje třídy: 0 potraviny a živá zvířata, 1 nápoje a tabák, 2 suroviny nepoživatelné, s výjimkou paliv, 3 minerální paliva, maziva, a příbuzné materiály, 4 živočišné a rostlinné oleje, tuky a vosky, 5 chemikálie a příbuzné výrobky jinde neuvedené, 6 tržní výrobky tříděné hlavně podle materiálu, 7 stroje a dopravní prostředky, 8 průmyslové spotřební zboží, 9 komoditní a předměty obchodu jinde nezatříděné (ČSU, 2014).

a importu v eurech mezi eurozónou a i-tou zemí. Při srovnání hodnot GL (příloha G) se studií ČNB (2012, s. 47) se vypočtené hodnoty nijak zásadně neliší, pouze u několika málo zemí je odchylka za rok 2011 větší než jedna desetina. ČNB počítá index mezi ČR a eurozónou, tato práce počítá GL index vzhledem k dostupnosti dat z pohledu eurozóny. Může se zdát, že směr výpočtu je irelevantní, ale není tomu tak. Export země A do země B se nerovná importu země B ze země A. Tento rozdíl je nicméně malý a odpovídá i velmi malým rozdílům mezi oběma výsledky.

Následující tab. 5 prezentuje výsledky šesti jednoduchých regresí. V těchto modelech je regresorem vždy GL, rozdíl je v šesti různých regresandech, které představují korelační koeficienty cyklických komponent hospodářských cyklů dvou ukazatelů získaných třemi detrendovacími technikami, které byly prezentovány v tab. 4.

Tab. 5 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná GL, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	GL	0,54	0,01	0,22	-20	-17	-19	12	0,61	-
2.	HDP_hp	GL	0,59	0,00	0,32	-27	-25	-27	16	0,45	-
3.	HDP_bk	GL	0,21	0,15	0,05	-35	-32	-34	19	0,34	-
4.	sq_sq_IPP_fod	GL	1,06	0,00	0,40	-5	-3	-4	4,58	1,07	-
5.	sq_sq_IPP_hp	GL	1,41	0,00	0,52	-3	-1	-2	3,52	1,16	-
6.	sq_sq_IPP_bk	GL	1,33	0,00	0,55	-9	-6	-8	6,43	0,93	-

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Jak již bylo řečeno, vnitroodvětvový obchod představuje stěžejní proměnnou, ke které se upírají empirické studie endogenity, protože právě na prokázání vlivu vnitroodvětvového obchodu na korelaci hospodářských cyklů stojí první práce Fidrmuce (2001) a v podstatě i Frankela a Roseho (1998). Tab. 5 prezentuje výsledky šesti regresí. Proměnná GL je statisticky významná v pěti z nich, nevýznamný je GL pouze s regresandem HDP_bk. GL má vždy kladný koeficient. Adjustovaný koeficient determinace nabývá celkem proměnlivých hodnot, od jednotek procent až po 55 %. Procento vysvětlené variability modelu je značně vyšší u regresandu IPP. Všechny modely jsou správně specifikovány. Vzhledem k výsledkům všech regresí je prokázán statisticky významný vliv proměnné GL na sladěnost hospodářských cyklů. S rostoucím vnitroodvětvovým obchodem země konvergují. Tento výsledek je robustní, potvrdilo jej 5 z 6 regresních modelů. Zvolený makroukazatel nebo technika detrendování nehrála roli. R_{adj} je u ukazatele IPP vysoký, kolem 50 %.

Jak uvádí Kapounek a Lacina (2007, s. 16) růst sladěnosti hospodářských cyklů ale záleží na struktuře obchodní výměny. Vedle prokázání integračního vlivu vnitroodvětvového obchodu je nutné prokázat, že je to právě vnitroodvětvový obchod, který na bilaterálním obchodě převažuje. Pokud převažuje obchod meziod-

větvoj, povede růst bilaterálního, resp. meziodvětvového obchodu ke vzniku specializovaných obchodních center, která budou mnohem více zasažena rizikem asymetrického šoku. Proto je testován vliv otevřenosti ekonomik. Pokud bude vedle pozitivní závislosti vnitroodvětvového obchodu zároveň prokázán i pozitivní vliv otevřenosti ekonomik (za předpokladu, že meziodvětvový obchod opravdu vede k divergenci ekonomik), dá se nepřímou tvrdit, že na bilaterálním obchodě převažuje vnitroodvětvový obchod.

5.2.2 Otevřenost ekonomiky

McKinnon (1963) rozšiřuje teorii OCA o druhé kritérium, které by země OCA měly plnit. K Mundellově (1961) mobilitě pracovních sil přidává právě vysoký stupeň otevřenosti ekonomik. Jak uvádí ČNB (2013, s. 5) vysoká míra otevřenosti ekonomiky je dlouhodobým argumentem hovořícím pro rychlé přijetí eura v ČR. Dodejme, že z analyzovaných CEECs jsou velmi otevřené i Estonsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Slovensko a Slovinsko.

Je to další z ukazatelů založený na bázi obchodu. Pokud kandidátská země vstoupí do měnové unie, její obchod vzroste *ex post* vlivem absence kurzového rizika a transakčních nákladů. Z teoretického hlediska se očekává její pozitivní vliv, resp. kladný koeficient proměnných OPEN. Otevřenost ekonomiky je vypočtena ve dvou modifikacích, proměnná OPEN_{ex,im} představuje průměr podílů celkového exportu a importu na HDP a proměnná OPEN_{ex} průměr podílů exportu na HDP. Oba ukazatele jsou běžně k popisu otevřenosti ekonomik používány (např. Rodríguezová, 2014, s. 54). Je otázka, který z nich je pro regrese vhodnější. Vstupními daty jsou řady HDP, importu a exportu zboží a služeb v milionech eur přepočtených na referenční rok 2005. Následující tabulky shrnují výsledky jejich regresí.

Tab. 6 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná OPEN_{ex,im}, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Reg-resand	Reg-resor	β	p-hod. t-testu	R _{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	OPEN _{ex,im}	-0,08	0,26	0,01	-14	-11	-13	9	0,77	-
2.	HDP_hp	OPEN _{ex,im}	-0,02	0,81	-0,04	-16	-14	-16	10	0,70	Heteroskedasticita
3.	HDP_bk	OPEN _{ex,im}	-0,03	0,55	-0,03	-33	-30	-32	18	0,37	Nenormalita
4.	sq_sq_IPP_fod	OPEN _{ex,im}	-0,11	0,27	0,01	7	10	8	-1	1,75	-
5.	sq_sq_IPP_hp	OPEN _{ex,im}	-0,07	0,56	-0,03	17	19	18	-6	2,51	Nenormalita
6.	sq_sq_IPP_bk	OPEN _{ex,im}	0	0,99	-0,04	13	16	14	-5	2,17	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Tab. 7 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná OPEN_ex, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	OPEN_ex	-0,14	0,30	0	-14	-11	-13	9	0,77	-
2.	HDP_hp	OPEN_ex	-0,01	0,97	-0,04	-16	-14	-16	10	0,70	Heteroskedasticita
3.	HDP_bk	OPEN_ex	-0,05	0,60	-0,03	-33	-30	-32	18	0,37	Nenormalita
4.	sq_sq_IPP_fod	OPEN_ex	-0,18	0,33	0	8	10	9	-2	1,77	-
5.	sq_sq_IPP_hp	OPEN_ex	-0,11	0,63	-0,03	17	20	18	-7	2,52	Nenormalita
6.	sq_sq_IPP_bk	OPEN_ex	0	0,98	-0,04	13	16	14	-5	2,17	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Žádná z dvojice proměnných OPEN není statisticky významná ani v jednom regresním modelu. Není vysvětlena žádná variabilita. Modely trpí nenormalitou, která nemá významný vliv na výsledky regresí, specifikace 2. modelu by měla být dále modifikována kvůli heteroskedasticitě. I tak je ale jasné, že vliv otevřenosti ekonomik je podle provedených analýz zanedbatelný. Orientační hodnocení statistické nevýznamnosti proměnných OPEN podle násobných grafů je tedy potvrzeno i empiricky. Znaménka koeficientů proměnných OPEN jsou navíc v rozporu s očekáváním záporná.

Z teoretického hlediska je nevýznamnost proměnných OPEN značně překvapující. Empiricky ale na tento závěr orientačně ukazují už násobné grafy v příloze C, i hodnoty vstupních dat otevřenosti zemí a korelací hospodářských cyklů v přílohách D a E. V analyzovaném vzorku 26 zemí jsou totiž CEECs⁵¹, které jsou obchodně velmi otevřené a dosahují ve srovnání se zbytkem zkoumaných zemí nejvyšších hodnot otevřenosti svých ekonomik. Zároveň ale bylo konstatováno, že právě tyto CEECs nejsou natolik sladěné s eurozónou, jako země jádra a dalších zakládajících zemí Evropského společenství (viz. nižší korelační koeficienty CEECs v tab. 4). To je v přímém rozporu s teoretickým pohledem, aby byl regresí identifikován přímo úměrný vztah mezi otevřeností ekonomik a sladěností hospodářských cyklů (minimálně u řady CEECs nelze vzhledem ke vstupním datům tvrdit, že by s rostoucí otevřeností ekonomik dosáhly vyšší korelace s eurozónou). Z tohoto pohledu potom nejsou neprůkazné výsledky obou regresí nijak překvapující. Připomeňme i práci Fidrmuce (2001, s. 12), který pro statistickou nevýznamnost proměnou obchodní intenzity z regrese vyřazuje.

Přesto, že vliv proměnných OPEN je empiricky zanedbatelný, budou zařazeny do vícerozměrných regresí, protože se podle McKinnona (1963) jedná o základní charakteristiky kritérií OCA. Pokud bude prokázán pozitivní vliv vnitroodvětvového obchodu, ale nebude prokázáno, že je to právě vnitroodvětvový obchod, který

⁵¹ Česká republika, Estonsko, Litva, Lotyšsko, Maďarsko, Slovensko a Slovinsko.

na obchodní výměně převažuje, nebude možné dělat jakékoli závěry o integrujícím vlivu mezinárodního obchodu na korelaci hospodářských cyklů.

5.2.3 Inflace

Podle Fidrmuce (2001, s. 8) je inflace dalším kritériem, které je široce zkoumáno v soudobé literatuře zabývající se endogenitou. Harmonizovaný index spotřebitelských cen (HICP) je konstruován za účelem mezinárodní porovnatelnosti cenových hladin. Je to další národohospodářský ukazatel, který měří změny cen spotřebního zboží a služeb v čase (Eurostat, 2014). Inflace vstupuje do regrese jako směrodatná odchylka HICP. Očekává se, že s vyšší volatilitou HICP dojde k divergenci ekonomik, koeficient by měl být záporný. Zdrojovými daty jsou měsíční řady HICP (2005 = 100).

Tab. 8 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná HICP_sm, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	HICP_sm	-0,01	0,12	0,06	-15	-13	-14	10	0,73	-
2.	HDP_hp	HICP_sm	-0,01	0,02	0,17	-22	-20	-22	13	0,55	Nenormalita
3.	HDP_bk	HICP_sm	-0,01	0,01	0,19	-39	-37	-38	22	0,29	Nenormalita
4.	sq_sq_IPP_fod	HICP_sm	-0,01	0,39	-0,01	8	11	9	-2	1,79	-
5.	sq_sq_IPP_hp	HICP_sm	0	0,79	-0,04	17	20	18	-6	2,53	Nenormalita
6.	sq_sq_IPP_bk	HICP_sm	0	0,90	-0,04	13	16	14	-5	2,16	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Proměnná HICP_sm je statisticky významná pouze ve dvou regresích. Její koeficient je v těchto modelech v souladu s očekáváním záporný, oba modely vysvětlují skoro 20 % variability regresandů. Modely jsou zatíženy nenormalitou reziduí. Výsledky ukazují na nepřilíš výrazný vliv inflačního kanálu. Pokud se monetární politiky zaměří na stabilní cenovou hladinu, volatilita HICP by měla pravděpodobně klesnout a ekonomiky by měly spíše konvergovat. Ve sporu studií Artise, Zhangové (1997, 1999) a Inklaara, de Haana (2000) se výsledky tab. 8 jednoznačně nekloní k žádné z nich, protože určitý vliv HICP identifikován byl, nicméně tento výsledek není tak jednoznačný, jako závěry studie Artis, Zhangová (1997, 1999).

5.2.4 Dlouhodobá úroková míra

Dlouhodobá úroková míra udává cenu, za kterou si země půjčuje v tomto případě na kapitálových trzích. Do modelu vstupuje úroková míra dlouhodobých vládních dluhopisů, resp. její směrodatná odchylka (DUM_sm). Stejně jako v případě HICP se

očekává její negativní vliv. Vstupními daty jsou měsíční průměry výnosů dlouhodobých vládních dluhopisů.

Tab. 9 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná DUM_sm, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	DUM_sm	-0,02	0,67	-0,03	-13	-10	-12	8	0,80	-
2.	HDP_hp	DUM_sm	-0,06	0,09	0,08	-19	-17	-19	12	0,62	-
3.	HDP_bk	DUM_sm	0,02	0,38	-0,01	-33	-31	-33	19	0,36	Nenormalita
4.	sq_sq_IPP_fod	DUM_sm	-0,11	0,05	0,11	5	7	6	0	1,57	-
5.	sq_sq_IPP_hp	DUM_sm	-0,14	0,03	0,15	12	15	13	-4	2,07	Nenormalita
6.	sq_sq_IPP_bk	DUM_sm	-0,13	0,03	0,14	8	11	9	-2	1,79	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Dlouhodobá úroková míra je statisticky významná v polovině regresí, její koeficient je podle očekávání ve většině případů záporný, pouze u regresandu HDP_bk je kladný a nevýznamný. Adjustovaný koeficient determinace se pohybuje do 15 %. Vliv dlouhodobé úrokové míry byl identifikován silnější, než u HICP. Na výsledcích regresí se velmi podepsal zvolený makroukazatel, dlouhodobá úroková míra je statisticky významná pouze s regresandy sq_sq_IPP.

5.2.5 Nominální měnový kurz

Volatilita měnového kurzu poukazuje na nekoordinovanost monetárních politik, které se pravděpodobně zaměřují na jiný cíl, kterým je zpravidla inflace. Dosažení obou cílů zároveň ale není možné. Dohánějící země mají k dispozici zpravidla dva kanály, kterými konvergují k vyspělejší ekonomikám, inflační a kurzový. Centrální banka se může zaměřit pouze na jeden z nich. Do modelu vstupuje proměnná KURZ_sm jako směrodatná odchylka nominálního kurzu (2005 = 100). S jejím růstem se očekává divergence ekonomik.

Při pohledu na vstupní hodnoty proměnné KURZ_sm (příloha D, E) zcela vynívají vysoké směrodatné odchylky České republiky a Slovenska, které jsou dvakrát až třikrát vyšší, než je průměr všech ostatních zemí. Je to dáno výraznou apreciací slabé české a slovenské koruny z počátku zkoumaného období do roku 2008/2009.

Tab. 10 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná KURZ_sm, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Reg-resand	Reg-resor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věro-hodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	KURZ_sm	-0,01	0,17	0,04	-14	-12	-14	9	0,75	-
2.	HDP_hp	KURZ_sm	-0,01	0,10	0,07	-19	-17	-19	12	0,62	-
3.	HDP_bk	KURZ_sm	-0,02	0,02	0,17	-38	-36	-38	-21	0,30	-
4.	sq_sq_IPP_fod	KURZ_sm	-0,01	0,66	-0,03	9	11	9	-2	1,83	-
5.	sq_sq_IPP_hp	KURZ_sm	-0,01	0,65	-0,03	17	20	18	-7	2,52	-
6.	sq_sq_IPP_bk	KURZ_sm	-0,01	0,60	-0,03	13	15	14	-4	2,14	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Směrodatná odchylka nominálního kurzu je statisticky významná podobně jako HICP pouze ve dvou regresích. Její koeficient je alespoň podle očekávání vždy záporný. Nejlepší model vysvětluje 17 % variability sladění hospodářských cyklů. Jedná se o další slabší výsledek, nicméně určitý vliv nominálního kurzu identifikován byl. Oba modely s významným regresorem opět vychází se stejného makroukazatele, kterým byl HDP.

5.2.6 Investice

Vliv investic na korelaci hospodářských cyklů se očekává malý, vzhledem k jejich malému podílu na HDP. Na druhou stranu nestabilní investice jsou považovány za jeden z hlavních zdrojů cyklických výkyvů ekonomiky. Do regrese vstupují investice ve dvou modifikacích: FDI_m je medián z přímých zahraničních investic⁵² a INVEST/HDP_sm představuje směrodatnou odchylku z podílu celkových investic na HDP. I přesto, že se obě proměnné vztahují k investicím a popisují vlastně stejný transmisní kanál, neočekává se u vícerozměrných regresí jejich kolinearita. Obě proměnné vychází z odlišných dat a jsou odlišnou statistickou charakteristikou (medián, směrodatná odchylka). U proměnné FDI_m se očekává pozitivní závislost, čím vyšší bude medián investic, tím více bude země provázána s eurozónou. Naopak u proměnné INVEST/HDP_sm se očekává záporný koeficient, čím bude směrodatná odchylka tohoto podílu vyšší, resp. čím nestabilnější budou investice, tím nižší bude korelace hospodářských cyklů.

⁵² Netto pozice.

Tab. 11 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná FDI_m, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R _{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	FDI _m	$8 \cdot 10^{-7}$	0,01	0,22	-20	-17	-19	12	0,60	-
2.	HDP_hp	FDI _m	$7 \cdot 10^{-7}$	0,03	0,15	-22	-19	-21	13	0,57	-
3.	HDP_bk	FDI _m	$4 \cdot 10^{-7}$	0,05	0,11	-37	-34	-36	20	0,32	nenormalita
4.	sq_sq_ IPP_fod	FDI _m	$1 \cdot 10^{-6}$	0,02	0,18	3	5	3	1	1,45	-
5.	sq_sq_ IPP_hp	FDI _m	$8 \cdot 10^{-7}$	0,15	0,04	15	18	16	-6	2,33	Nenormalita
6.	sq_sq_ IPP_bk	FDI _m	$6 \cdot 10^{-7}$	0,23	0,02	12	14	12	-4	2,04	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Tab. 12 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná INVEST/HDP_{sm}, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R _{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	INVEST/HDP _{sm}	-0,02	0,09	0,08	-16	-13	-15	9,78	0,72	-
2.	HDP_hp	INVEST/HDP _{sm}	-0,02	0,07	0,10	-20	-17	-19	12	0,61	-
3.	HDP_bk	INVEST/HDP _{sm}	-0,01	0,30	0	-34	-31	-33	19	0,36	Nenormalita
4.	sq_sq_ IPP_fod	INVEST/HDP _{sm}	-0,04	0,01	0,22	1	4	2	1	1,38	-
5.	sq_sq_ IPP_hp	INVEST/HDP _{sm}	-0,05	0,01	0,23	10	12	10	-3	1,89	Nenormalita
6.	sq_sq_ IPP_bk	INVEST/HDP _{sm}	-0,04	0,03	0,16	8	10	8	-2	1,75	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Po zkoumání vlivu vnitroodvětvového obchodu ukazují tab. 11 a 12 nejlepší výsledky jednorozměrných regresí. Vliv investic je bez ohledu na způsob výpočtu obou regresorů statisticky velmi významný a robustní. První proměnná mediánu přímých zahraničních investic je nevýznamná pouze ve dvou případech. Její koeficient je v souladu s očekáváním vždy kladný. Nízké hodnoty koeficientů FDI_m odpovídají vstupním hodnotám, které jsou cca o 4 řády vyšší, než všechny ostatní vstupní údaje (příloha D, E). Tyto hodnoty nemohly být logaritmovány vzhledem k záporným hodnotám. Nejlepší model vysvětluje vysokých 22 % variability. Práce Otto, Voss a Willard (2001, s. 17) odhadla pomocí FDI 15,2 % variability modelu.

Vliv proměnné INVEST/HDP_{sm} je ještě výraznější. Směrodatná odchylka podílu celkových investic na HDP je statisticky nevýznamná pouze v jedné regresi, její koeficient je vždy záporný. Nejlepší model vysvětluje 23 % variability regresandu.

5.2.7 Turistický ruch

Zcela originální proměnnou zařazenou do modelu je proměnná popisující turistický ruch. Očekávání je takové, že země s rozvinutým turistickým ruchem konverguje k eurozóně, protože turisté svou spotřebou, kulturou, svými zvyky a vazbami na svou mateřskou zemi pozitivně ovlivní konvergenci země, do které vycestovali. Tento výklad je v duchu práce autorů Otto, Voss a Willard (2001, s. 36), kteří doporučují do regresí zahrnovat i takové proměnné, které zastoupí špatně identifikovatelné a neměřitelné vlivy. Zároveň lze očekávat, že počet turistů přijíždějících z EU do dané země po jejím vstupu do eurozóny vzroste. Vliv proměnné TURIST na hospodářskou sladěnost by ale mohl být i negativní. Země s výrazným podílem turistického ruchu může být chápána jako strukturálně odlišná od zbytku, a proto by mohla být mnohem pravděpodobněji zasažena asymetrickým šokem. Do modelu vstupuje průměr z logaritmu počtu 4denních a delších výletů turistů z EU do konkrétní země.

Tab. 13 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná TURIST, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	TURIST	0,06	0,01	0,24	-21	-18	-20	12	0,59	Nenormalita
2.	HDP_hp	TURIST	0,04	0,04	0,13	-21	-18	-20	12	0,58	Nenormalita
3.	HDP_bk	TURIST	0,03	0,06	0,11	-37	-34	-36	20	0,32	Nenormalita
4.	sq_sq_IPP_fod	TURIST	0,09	0,00	0,26	0	3	1	2	0,31	není správně specifikován
5.	sq_sq_IPP_hp	TURIST	0,09	0,03	0,16	12	14	13	-4	2,06	-
6.	sq_sq_IPP_bk	TURIST	0,06	0,07	0,09	10	12	10	-3	1,89	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

TURIST je jako vůbec první testovaná proměnná statisticky významná ve všech šesti jednoduchých regresích a má vždy kladný koeficient. Naproti tomu podíl vysvětlené variability (do 30 %) není tak vysoký, jako u vnitroodvětvového obchodu, ale je mnohem stálejší. Většina modelů trpí nenormalitou, 4. model vůbec jako první není správně specifikován. Jeho specifikace by měla být dále modifikována. Nicméně i tak jsou výsledky jednoduchých regresí robustní a vliv turistického ruchu významný. Vzhledem ke kladným koeficientům proměnné TURIST nebyla empiricky potvrzena hypotéza, že by nadměrně rozvinutý sektor turistického ruchu byl rizikem pro asymetrický vývoj dané ekonomiky. S vyšším počtem unijních turistů, kteří navštíví zkoumanou zemi, poroste její sladěnost s eurozónou. Pokud tomu tak opravdu je, je to pozitivní zpráva např. pro Řecko, Chorvatsko, Maltu a další turisticky atraktivní země, které byly do analýzy zahrnuty.

5.2.8 Dummy proměnná společného jazyka

Do modelu je v souladu s pilotními pracemi Frankela, Roseho (1998) a Fidrmuce (2001) zahrnuta dummy proměnná společného jazyka. Na základě četnosti úředního jazyka ve zkoumaném vzorku 26 zemí je vypočtena agregátní dummy proměnná dum_JAZYK. Zemi je přiřazena hodnota nula, pokud země používá originální jazyk. Pokud se v jakékoli další zemi mluví stejným jazykem, roste hodnota o jedničku v obou zemích. Podrobný výpočet agregátní dummy proměnné je rozveden v příloze B. Očekává se pozitivní závislost proměnné, země se stejným jazykem budou konvergovat.

Tab. 14 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná dum_JAZYK, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	dum_JAZYK	0,06	0,24	0,02	-14	-11	-13	9	0,76	-
2.	HDP_hp	dum_JAZYK	0,05	0,26	0,01	-18	-15	-17	11	0,66	-
3.	HDP_bk	dum_JAZYK	0,05	0,10	0,07	-36	-33	-35	20	0,33	-
4.	sq_sq_IPP_fod	dum_JAZYK	0,06	0,44	-0,02	8	11	9	-2	1,80	-
5.	sq_sq_IPP_hp	dum_JAZYK	0,03	0,70	-0,04	17	20	18	-7	2,53	-
6.	sq_sq_IPP_bk	dum_JAZYK	0,03	0,71	-0,04	13	16	14	-5	2	Nenormalita

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Ze všech šesti regresí s dummy proměnnou společného jazyka plyne jasný závěr, její vliv na sladěnost hospodářských cyklů je zanedbatelný. Pouze ve třetí regresi leží proměnná dum_JAZYK na 10% hladině významnosti. 7% podíl z vysvětlené variability je malý, vzhledem k výsledkům ostatních regresí předvídatelný. Celkem překvapivé je, že navzdory své nevýznamnosti drží proměnná dum_JAZYK vždy v souladu s očekáváním kladný koeficient.

5.2.9 Dummy proměnná společné hranice

Poslední regresor, který vstupuje do regresních analýz je dummy proměnná společné hranice. Zemím je přiřazena hodnota 1–8 podle počtu jejich sousedů, nejsou započteny sousedské země, které nejsou zahrnuty ve vzorku 26 zkoumaných zemí. Koeficient proměnné dum_HRANICE se očekává kladný, s větším počtem sousedů bude země konvergovat k eurozóně. Vstupní hodnoty této proměnné zachycuje opět příloha D a E.

Tab. 15 Jednoduché regrese, nezávislá proměnná dum_HRANICE, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand	Regresor	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí	Porušení předpokladů
						AIC	BIC	HQC			
1.	HDP_fod	dum_HRANICE	0,04	0,05	0,12	-17	-14	-16	10	0,69	-
2.	HDP_hp	dum_HRANICE	0,04	0,04	0,13	-21	-18	-20	12	0,58	-
3.	HDP_bk	dum_HRANICE	0,02	0,26	0,01	-34	-31	-33	19	0,35	Nenormalita
4.	sq_sq_IPP_fod	dum_HRANICE	0,08	0,00	0,30	-1	1	-1	3	1,24	-
5.	sq_sq_IPP_hp	dum_HRANICE	0,09	0,01	0,23	10	12	10	-3	1,89	-
6.	sq_sq_IPP_bk	dum_HRANICE	0,07	0,03	0,16	8	10	8	-2	1,75	-

Pozn.: Červená představuje nevýznamnost/rozpor s očekáváním, modrá nejlepší charakteristiku.

Statisticky robustní výsledky v tab. 15 jsou překvapivé, nicméně již násobné grafy v příloze C orientačně ukazovaly na významný vliv dummy proměnné společné hranice. Tato proměnná je významná v pěti regresích, vždy má kladný koeficient. To je opět celkem překvapující, protože volatilita znamének dummy proměnných v jiných studiích je obvykle značná. Připomeňme, že i ve studii Frankel a Rose (1998, s. 1020) podléhala dummy proměnná společné hranice změnám ve znaménku v závislosti na způsobu odhadu.

Čtvrtá regrese vysvětlila 30 % variability sladění hospodářských cyklů, na dummy proměnnou je to velmi vysoké číslo. Regrese, do kterých vstupuje regresand testující cyklickou sladění IPP, opět vysvětlují více variability modelu, než regresandy vycházející z HDP. Byl tedy prokázán silný vliv počtu sousedních zemí na konvergenci této země k eurozóně.

5.2.10 Shrnutí jednoduchých regresí

Jednoduchými regresemi byl prokázán statisticky významný vliv alespoň jedním odhadem skoro pro všechny regresory, výjimkou byly nevýznamné proměnné otevřenosti ekonomik OPEN_ex,im a OPEN_ex. Vysvětlení jejich nevýznamnosti je uvedeno v kap. 5.2.2. Je ale nutné zdůraznit, že těmto výsledkům z velké části pomohla robustnost výpočtů a možnost prezentovat pro každý regresor šest regresních modelů. Nezanedbatelný vliv měla i hladina významnosti benevolentně stanovená až na 10% hranici.

Výsledky jednoduchých regresí překvapily, protože z 11 zkoumaných regresorů byl identifikován významný vliv na sladění hospodářských cyklů u 5 z nich. Je to **turistický ruch**, který byl významný ve všech 6 regresích, **vnitroodvětvový obchod**, **investice** (INVEST/HDP_sm) a **dummy proměnná společné hranice**, které byly významné v 5 regresích a konečně druhá modifikace **přímých zahraničních investic** (FDI_m) významná čtyřikrát. Naopak za očekáváním zůstaly re-

gresory popisující vliv otevřenosti ekonomik, inflace, dlouhodobé úrokové míry, nominálního kurzu a dummy proměnná společného jazyka. Jejich vliv byl spíše marginální. Řada regresorů byla statisticky nevýznamná v závislosti na zvoleném ukazateli (HDP vs. IPP), znaménka u koeficientů byla spíše stálá bez ohledu na regresand. Je otázkou, kolik statisticky významných regresorů se udrží ve vícerozměrných odhadech. Připomeňme, že ve studii Otto, Voss a Willard (2001) se jejich vliv od jednoduchých modelů k vícerozměrným spíše vytratil.

Modely, i když se jednalo o průřezová data, trpěly řadou problémů, nejčastěji se jednalo o nenormalitu reziduí, velmi zřídka se přidávala i závažnější heteroskedasticita a nesprávná specifikace. Tyto problémy nebyly řešeny vzhledem k tomu, že to byla ve většině případů právě nenormalita, která významně neovlivňuje výsledky regresí. Její řešení v podobě zmenšování souboru o nežádoucí hodnoty bylo shledáno za kontraproduktivní, protože výsledky by byly neporovnatelné. Ostatní modely zatížené heteroskedasticitou a nesprávnou specifikací (pouze 3 z celkových 66) nebyly transformovány, protože ostatní modely vztahující se ke stejnému regresoru obvykle netrpěly touto vadou a vedly ke stejným závěrům. Předpoklady klasického regresního modelu jsou ale striktně dodrženy u všech vícerozměrných regresí, které následují.

5.3 Vícerozměrné regrese

Po studiu literatury je očekáváno, že výsledné vícerozměrné modely nevysvětlí většinu variability z korelací hospodářských cyklů. Připomeňme, že adjustovaný koeficient determinace se u Fidrmuce (2001, s. 13) pohyboval pouze do 13 % a to se jednalo o jednoduché regrese. Studie Otto, Voss a Willard (2001) navíc ukázala, že u vícerozměrných regresí se většina proměnných stává nevýznamná, byť byl jejich vliv prokázán jednoduchými odhady. Na druhou stranu Bumbálková (2011, s. 39) ve své aktuálnější práci vysvětlila jednoduchou regresí mezi korelací hospodářských cyklů (HP filtr) a intenzitou bilaterálního obchodu až 87 % variability modelu.

V následující části jsou prezentovány výsledky vícerozměrných regresí, do každé z nich vstupuje sada 11 regresorů⁵³. U regresí, kde je regresandem hospodářský cyklus aproximovaný z HDP jsou všechny vstupní řady za období 1994–2014, u IPP za období 2001–2014. Vstupní data pro regresní modely zobrazuje příloha D a E. U prvního modelu je podrobně rozvedeno testování všech sedmi předpokladů klasického regresního modelu, u všech ostatních modelů je prezentován pouze výsledek.

Následující tabulka prezentuje výsledky první vícerozměrné regrese, kde je regresand abstrahován z HDP metodou FOD. Před samotným hodnocením modelu jsou testovány předpoklady klasického regresního modelu, při jejich porušení je možné, že jsou vychýleny koeficienty a výsledky testů. Předpoklady jsou testovány

⁵³ GL, OPEN_ex,im, OPEN_ex, HICP_sm, DUM_sm, KURZ_sm, FDI_m, INVEST/HDP_sm, TURIST, dum_JAZYK, dum_HRANICE.

co možná nejširší varetou testů, protože není výjimkou, kdy si jejich výsledky navzájem protiřečí.

Tab. 16 Vícerozměrná regrese, závislá proměnná HDP_fod, zdroj: vlastní výpočty

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
const	-0,0520099	0,745211	-0,0698	0,94535
GL	0,597575	0,455436	1,3121	0,21060
OPEN_ex_im	0,279516	1,12707	0,2480	0,80773
OPEN_ex	-0,555538	2,00396	-0,2772	0,78566
HICP_sm	-0,00373499	0,00979699	-0,3812	0,70875
DUM_sm	0,0276234	0,0516339	0,5350	0,60105
KURZ_sm	-0,0147624	0,00984604	-1,4993	0,15600
FDI_m	5,36906e-07	3,79824e-07	1,4136	0,17934
INVEST/HDP_sm	0,011078	0,0204076	0,5428	0,59578
TURIST	0,0109615	0,0445842	0,2459	0,80936
dum_JAZYK	-0,0147614	0,068523	-0,2154	0,83254
dum_HRANICE	0,01348	0,0215876	0,6244	0,54239

Střední hodnota závisle proměnné	0,540597	Sm. odchylka závisle proměnné	0,179981
Součet čtverců reziduí	0,351983	Sm. chyba regrese	0,158561
Koeficient determinace	0,565362	Adjustovaný koeficient determinace	0,223861
F(11, 14)	1,655519	P-hodnota(F)	0,185564
Logaritmus věrohodnosti	19,03708	Akaikovo kritérium	-14,07416
Schwarzovo kritérium	1,022998	Hannan-Quinnovo kritérium	-9,726726

Testování začínáme u **specifikace modelu**. RESET test ve všech variantách⁵⁴ nezamítá nulovou hypotézu o správné specifikaci. LM test v obou svých variantách⁵⁵ také nezamítá správnou specifikaci modelu. F-test nezamítá hypotézu o statistické nevýznamnosti modelu. Model je správně specifikován, ale je nevýznamný. Významnost modelu ale bude posouzena až poté, co budou otestovány další předpoklady a z modelu budou vyřazeny nevýznamné regresory.

Multikolinearita může být detekována několika způsoby. Na výraznou multikolinearitu ukazuje vysoký adjustovaný koeficient determinace, v modelu ale dosahuje nevysoké hodnoty 22 %. Pokud by byla matice vstupních dat singulární, jednalo by se rovněž o kolinearitu. Nicméně OLS odhad nic takového neuvádí. Prvním exaktním testováním je korelační matice mezi všemi regresory:

⁵⁴ Varianta druhých a třetích mocnin: p-hodnota 0,816, pouze druhé mocniny: p-hodnota 0,533, pouze třetí mocniny: p-hodnota 0,520.

⁵⁵ Varianta mocnin: p-hodnota = 0,148, logaritmy: p-hodnota = 0,274.

Tab. 17 Testování multikolinearity: korelační matice mezi 11 regresory, zdroj: vlastní výpočty

Korelační matice	GL	OPEN_ex,im	OPEN_ex	HICP_sm	DUM_sm	KURZ_sm	FDI_m	INVEST/HD P_sm	TURIST	dum_JAZYK	dum_HRANICE
GL		0,1	0,1	-0,1	-0,4	0,1	0,2	-0,6	0,4	0,2	0,6
OPEN_ex,im	0,1		1,0	0,3	-0,3	0,0	-0,3	0,2	-0,7	0,3	0,0
OPEN_ex	0,1	1,0		0,2	-0,3	-0,1	-0,3	0,2	-0,7	0,4	0,1
HICP_sm	-0,1	0,3	0,2		0,0	0,2	-0,4	0,3	-0,4	-0,5	-0,1
DUM_sm	-0,4	-0,3	-0,3	0,0		0,0	0,0	-0,1	0,1	0,0	-0,3
KURZ_sm	0,1	0,0	-0,1	0,2	0,0		-0,2	-0,1	0,0	-0,3	0,1
FDI_m	0,2	-0,3	-0,3	-0,4	0,0	-0,2		-0,3	0,5	0,2	0,2
INVEST/HDP_sm	-0,6	0,2	0,2	0,3	-0,1	-0,1	-0,3		-0,4	-0,1	-0,3
TURIST	0,4	-0,7	-0,7	-0,4	0,1	0,0	0,5	-0,4		0,0	0,3
dum_JAZYK	0,2	0,3	0,4	-0,5	0,0	-0,3	0,2	-0,1	0,0		0,1
dum_HRANICE	0,6	0,0	0,1	-0,1	-0,3	0,1	0,2	-0,3	0,3	0,1	

Pozn.: Červená představuje kritické hodnoty.

Kolinearita, resp. multikolinearita nastává v případě, kdy je korelace mezi několika regresory vysoká, obecně nad $\pm 0,8$. Jak je patrné z tab. 17, kolinearita se v modelu vyskytuje u dvou proměnných, mezi variantami OPEN. Tento problém ale nebude řešen, protože se jedná o proměnné popisující stejný transmisní kanál, kolinearita mezi nimi byla očekávána. Je pravděpodobné, že alespoň jedna z proměnných bude nevýznamná a z modelu bude vyřazena. Na tento problém pravděpodobně ukážou i všechny ostatní testy kolinearity. Naopak proměnné investic (FDI_m a INVEST/HDP_sm) podle očekávání navzájem kolineární nejsou. Následuje analýza hodnot VIF:

Tab. 18 Testování multikolinearity: hodnoty VIF, zdroj: vlastní výpočty

Faktory zvyšující rozptyl (VIF)					
GL	5,705	DUM_sm	2,367	TURIST	5,133
OPEN_ex,im	308,733	KURZ_sm	1,244	dum_JAZYK	2,679
OPEN_ex	281,954	FDI_m	1,669	dum_HRANICE	1,592
HICP_sm	4,089	INVEST/HDP_sm	4,608	Minimální hodnota VIF = 1.0	

Pozn.: Červená představuje kritické hodnoty.

Hodnoty VIF, které jsou vyšší než 10, ukazují na kolinearitu příslušných proměnných. Opět je detekována kolinearita mezi dvojicí OPEN, která opět nebude řešena. Problémem by byla kolinearita mezi proměnnými, které spolu nesouvisí. Posledním způsobem detekce multikolinearity je analýza hlavních komponent:

Tab. 19 Testování multikolinearity: analýza hlavních komponent, zdroj: vlastní výpočty

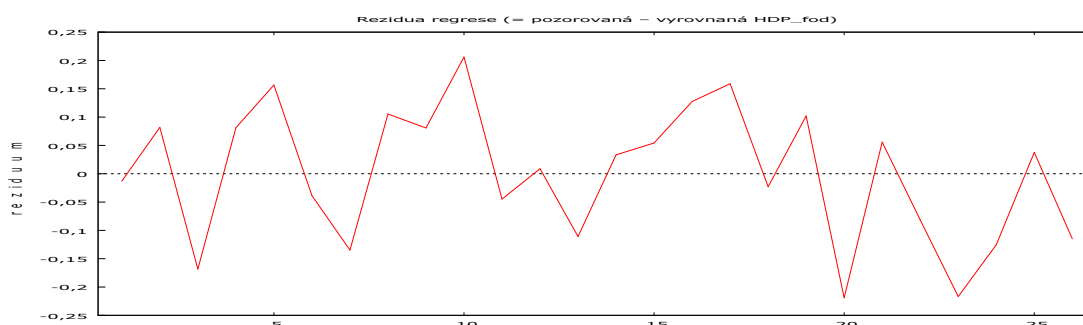
Analýza vlastních čísel korelační matice			
Složka	Vlastní číslo	Relativní výskyt	Kumulativní výskyt
1	3,4011	0,3092	0,3092
2	2,4541	0,2231	0,5323
3	1,7197	0,1563	0,6886
4	0,9383	0,0853	0,7739
5	0,7124	0,0648	0,8387
6	0,5903	0,0537	0,8924
7	0,5291	0,0481	0,9405
8	0,3774	0,0343	0,9748
9	0,1762	0,0160	0,9908
10	0,0997	0,0091	0,9998
11	0,0017	0,0002	1,0000

Pozn.: Červená představuje kritické hodnoty.

Analýza hlavních komponent ukázala na problematickou 10. a 11. složku, kde se vlastní čísla korelační matice pohybují v malých řadech setin a tisícín. Mezi těmito složkami a proměnnými je hledána vysoká korelace, která je detekována u proměnných OPEN_ex,im, OPEN_ex a GL.

Provedené testy odhalily problém kolinearit podle očekávání mezi dvojicí proměnných OPEN, které popisují stejný vliv otevřenosti ekonomiky. Logicky bude tato kolinearita přítomna i ve všech dalších vícerozměrných regresích⁵⁶. To je v analýze ignorováno. Předpokládá se, že do výsledného modelu se obě proměnné nedostanou, protože bude alespoň jedna z nich nevýznamná. Analýza hlavních komponent jako jediná technika rozšiřuje podezřelé proměnné i o proměnnou GL, to je v kontextu ostatních testů multikolinearity považováno za extrémní výsledek a v dalším výpočtu ignorováno.

Heteroskedasticita může být orientačně ověřena grafem reziduí:



Obr. 9 Testování heteroskedasticity: graf reziduí, zdroj: vlastní výpočty

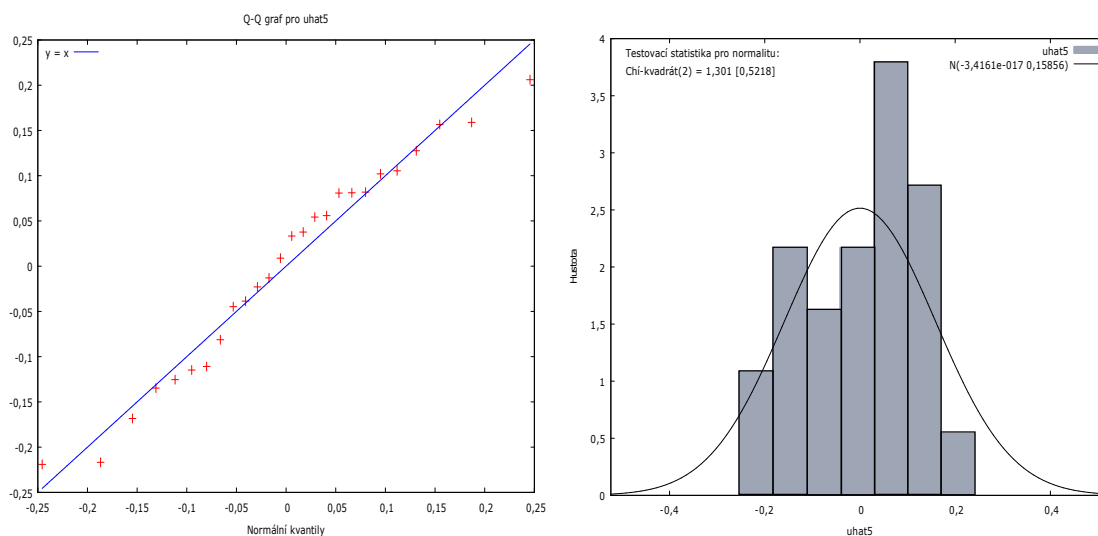
⁵⁶ U vícerozměrných regresí s regresandem HDP vstupují do modelu identické vstupní řady proměnných OPEN, u regresandu IPP jsou zkráceny na období 2001–2014.

Pokud jsou rezidua stacionární (mají nulovou střední hodnotu a konstantní rozptyl), potom není heteroskedasticita přítomna. Z grafu orientačně není zcela jasné, zdali rezidua nepodléhají zejména v druhé půli grafu klesajícímu trendu a zdali je jejich střední hodnota opravdu nulová. K exaktnímu testování jsou proto využity následující testy:

- Whiteův test s p-hodnotou 0,424 nezamítá homoskedasticitu
- Whiteův test (mocniny) s p-hodnotou 0,424 nezamítá homoskedasticitu
- Breusch-Paganův test s p-hodnotou 0,838 nezamítá homoskedasticitu
- Koenkerova robustní varianta s p-hodnotou 0,369 nezamítá homoskedasticitu

Heteroskedasticita není v modelu přítomna.

Následuje **testování normality** chybového členu, kterou lze orientačně detekovat reziduálním Q-Q plotem a histogramem. V obr. 10 je vlevo zachycen reziduální Q-Q plot. Všechny body se nacházejí velmi blízko u odhadnuté přímky. Z histogramu napravo usuzujeme, že sloupce v hrubých rysech kopírují průběh normálního rozdělení a většina plochy pod Gaussovou křivkou je vyplněna. Dva extrémně vysoké sloupce v pravé půli grafu by mohly být sníženy volbou jiné šířky sloupců, takže orientačně není normalita zamítnuta.



Obr. 10 Testování normality: reziduální Q-Q plot a histogram, zdroj: vlastní výpočty

K exaktnímu testování normality je využito následujících testů:

- χ^2 test s p-hodnotou 0,522 nezamítá normalitu
- Doornik-Hansenův test s p-hodnotou 0,522 nezamítá normalitu
- Shapiro-Wilkův W test s p-hodnotou 0,516 nezamítá normalitu

- Lillieforsův test s p-hodnotou 0,560 nezamítá normalitu
- A Test Jarque-Bery s p-hodnotou 0,554 nezamítá normalitu

Chybový člen je normálně rozdělen.

Protože model není postižen žádnou nejčastěji se vyskytující vadou testovanou výše, ostatní předpoklady budou pravděpodobně splněny: střední hodnota reziduí je rovna $-3,4161 \cdot 10^{-17}$. Je tedy přípustné tvrdit, že chybový člen má nulovou střední hodnotu. Korelace mezi chybovým členem a všemi regresory je rovna nule, takže regresory s ním nejsou korelovány. Sériová korelace není možná, protože se jedná o průřezová data a nikoli o časové řady.

Všechny předpoklady klasického regresního modelu jsou potom splněny, hodnoty t-testu nemohou být vychýleny, a proto jsou postupně odstraněny statisticky nevýznamné regresory s nejvyšší p-hodnotou nebo regresory s koeficientem, u kterých znaménka odporují ekonomické teorii a jejich vyřazení nezpůsobí výrazné zhoršení modelu. Sledováním stejného postupu byly postupně odvozeny všechny další regresní modely. Souhrnné výsledky prezentuje následující tabulka:

Tab. 20 Shrnutí vícerozměrných regresí, zdroj: vlastní výpočty

Regrese	Regresand modelu	Statisticky významné regresory	β	p-hod. t-testu	R_{adj}	Info. kritéria			Log. věrohodnosti	Součet čtverců reziduí
						AIC	BIC	HQC		
1.	HDP_fod	GL	0,50	0,01	42 %	-26	-21	-24	17,02	0,41
		KURZ_sm	-0,01	0,09						
		FDI_m	+0	0,03						
2.	HDP_fod	GL	0,42	0,04	40 %	-25	-20	-24	16,54	0,43
		KURZ_sm	-0,02	0,05						
		TURIST	0,04	0,04						
3.	HDP_hp	GL	0,60	0,00	55 %	-36	-31	-35	22,24	0,28
		KURZ_sm	-0,02	0,02						
		HICP_sm	-0,01	0,04						
4.	HDP_hp	GL	0,59	0,00	52 %	-35	-30	-33	21,38	0,29
		KURZ_sm	-0,02	0,02						
		FDI_m	+0	0,08						
5.	HDP_bk	GL	0,32	0,02	44 %	-46	-40	-44	28,08	0,18
		KURZ_sm	-0,01	0,01						
		HICP_sm	-0,01	0,05						
		DUM_sm	0,04	0,06						
6.	HDP_bk	GL	0,52	0,01	35 %	-42	-36	-40	26,11	0,20
		HICP_sm	-0,01	0,01						
		DUM_sm	0,07	0,02						
		INVEST_HDP_sm	0,02	0,08						

7.	sq_sq_ IPP_fod	GL	0,71	0,01	57 %	-12	-7	-11	10,19	0,70
		FDI_m	+0	0,01						
		dum_HRANICE	0,04	0,09						
8.	sq_sq_ IPP_fod	GL	0,84	0,00	47 %	-8	-4	-7	6,87	0,90
		TURIST	0,60	0,05						
9.	sq_sq_ IPP_hp	GL	1,56	0,00	60 %	-6	-1	-4	6,93	0,89
		KURZ_sm	-0,02	0,08						
		OPEN_ex	-0,26	0,08						
10.	sq_sq_ IPP_hp	GL	1,27	0,00	60 %	-5	1	-4	7,66	0,84
		KURZ_sm	-0,03	0,05						
		HICP_sm	0,02	0,08						
		INVEST_HDP_sm	-0,03	0,07						
11.	sq_sq_ IPP_bk	GL	1,47	0,00	67 %	-14	-8	-12	12,03	0,60
		KURZ_sm	-0,02	0,04						
		HICP_sm	0,02	0,03						
		FDI_m	+0	0,08						

Pozn.: Červené hodnoty v rozporu s očekáváním, modré představují tři nejlepší charakteristiky.

Tab. 20 představuje stěžejní shrnutí aplikační části této práce. V tabulce jsou zobrazeny výsledky jedenácti vícerozměrných regresí, kromě regresandu IPP_bk jsou prezentovány pro každý regresand dva odhady. Vstupní hodnoty 11 regresorů a všech regresandů jsou zobrazeny v přílohách D a E, příloha F zobrazuje vykreslené skutečné a vyrovnané hodnoty všech jedenácti vícerozměrných regresí.

Během testování předpokladů klasického regresního modelu byly zjištěny problémy u modelů s regresandy IPP_hp a IPP_bk, konkrétně se jednalo o testy specifikace, které byly zamítnuty jak RESET testem, tak LM testem. Proto byla specifikace změněna stejně jako v případě jednoduchých regresí, regresand IPP byl umocněn na čtvrtou. Všechny vícerozměrné regrese poté splnily všechny předpoklady klasického regresního modelu.

Všech 11 vícerozměrných regresí vysvětlilo od 35 % až po 65 % variability modelů. To je mnohem více než většina jednoduchých regresí, souhrnně lze říci, že výsledky vícerozměrných regresí této práce jsou kvalitnější. R_{adj} byl podle závěrů práce Otto, Voss a Willard (2001) očekáván nižší, v tab. 20 ale dosahuje v průměru kolem 50 %. Vzhledem k rozsahu provedených analýz, počtu použitých metod, různě dlouhých zkoumaných období a počtu statisticky významných regresorů, které ovlivňují regresandy, je R_{adj} ve všech vícerozměrných regresích celkem stálý. Působení regresorů ve vícerozměrných odhadech bylo spíše synergické.

Ve všech 11 vícerozměrných regresích se udržel statisticky významný **vnitro-odvětvový obchod** GL, vždy s kladným znaménkem. S rostoucím vnitroodvětvovým obchodem mezi zkoumanou zemí a eurozónou tyto oblasti konvergují. Robustnost tohoto výsledku je nejvyšší možná, potvrzují ji všechny výpočty i jednoduché regrese kap. 5.2.1, kde byla proměnná GL pouze v jednom ze šesti

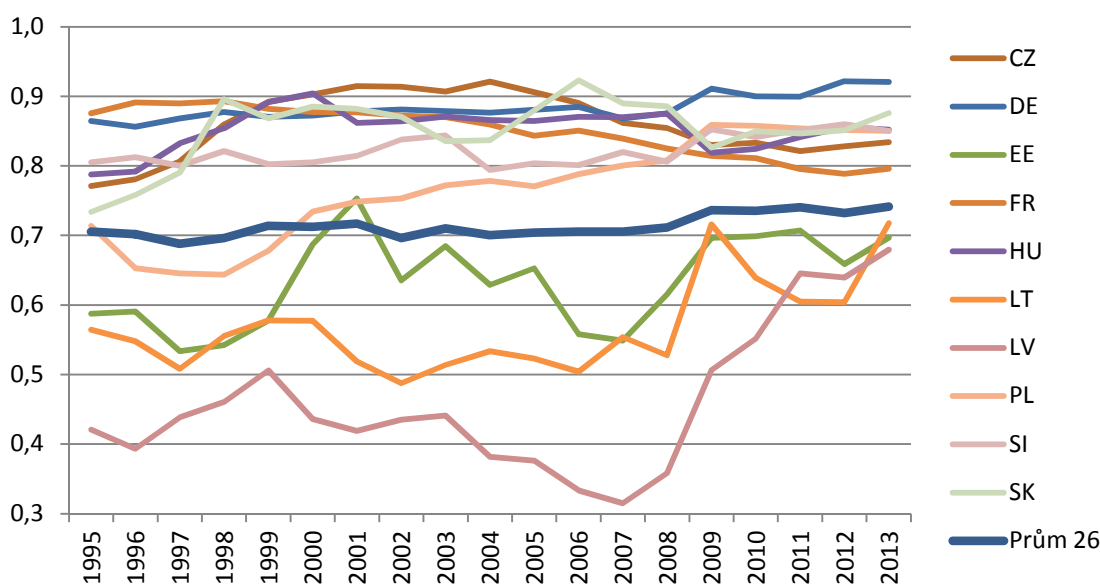
modelů nevýznamná. Druhou nejčastěji zastoupenou proměnnou v tab. 20 je směrodatná odchylka **nominálního kurzu** KURZ_sm, která je statisticky významná v osmi vícerozměrných odhadech. Její koeficient byl vždy podle očekávání záporný. S rostoucí volatilitou měnového kurzu ekonomika k eurozóně diverguje. Tento výsledek je opět celkem robustní, ale oslabují jej výsledky jednoduchých regresí. Třetí nejčastěji se vyskytující determinantou korelace hospodářských cyklů je směrodatná odchylka **inflace** HICP_sm, která byla statisticky významná v pěti modelech. Její vliv je ale rozporuplný, protože třikrát měla v souladu s očekáváním záporné znaménko, ale dvakrát kladné. Ve vícerozměrných regresích se ale běžně stává, že regresor mění znaménko podle způsobu výpočtu. Posledním regresorem, který se objevuje celkem čtyřikrát, je medián z **přímých zahraničních investic** FDI_m. Vždy s kladným znaménkem. Ostatní regresory byly statisticky významné pouze sporadicky. Největší změnou oproti jednoduchým regresím prošly proměnné turistického ruchu a dummy proměnná společné hranice. Obě tyto proměnné byly statisticky významné bez ohledu na způsob výpočtu v jednoduchých regresích, ve vícerozměrných modelech byly téměř vždy nevýznamné. Mezi další proměnné, které ale byly většinou nevýznamné už v jednoduchých regresích, se řadí směrodatná odchylka dlouhodobé úrokové míry, která byla v rozporu s očekáváním v tab. 20 dvakrát kladná, proměnná INVEST/HDP_sm se ukázala v kontextu vhodnější proměnné FDI_m jako nadbytečná. Dummy proměnná společného jazyka zůstala nevýznamnou i ve vícerozměrných modelech. Obě varianty OPEN bohužel zůstaly v rozporu s ekonomickou teorií nevýznamnými i ve vícerozměrných odhadech. Tato skutečnost je blíže rozvedena v kap. 5.2.2.

V tab. 20 jsou dále uvedena informační kritéria, logaritmus věrohodnosti a součet čtverců reziduí pro porovnatelnost regresních modelů. Všechny jmenované charakteristiky upřednostňují modely, které nevysvětlují nejvíce variability sladěnosti hospodářských cyklů. Je to třetí, pátý a šestý model. Stojí za povšimnutí, že regresand je u všech jmenovaných aproximován ukazatelem HDP. Naopak adjustovaný koeficient determinace je nejvyšší u modelů s regresandem aproximovaným z IPP, stejně jako u jednoduchých regresí. Pokud by měl být v kontextu celkových výsledků z tab. 20 vybrán nejlepší vícerozměrný odhad, byl by to model 3, protože vysvětluje vysokých 55 % variability, koeficienty vnitroodvětvového obchodu, nominálního kurzu a inflace nabývají předpokládaných znamének a tento model je vybrán mezi nejlepšími třemi ostatními ekonometrickými statistikami prezentovanými v tab. 20 (informačními kritérii, logaritmem věrohodnosti a součtem čtverců reziduí).

Výsledky jednoduchých a vícerozměrných regresí se zcela neshodují. Společným závěrem je potvrzení silného vlivu vnitroodvětvového obchodu a investic. Jednoduché regrese navíc přidávají i významný turistický ruch a dummy proměnnou společné hranice, tyto proměnné se však ve vícerozměrných modelech neudržely a byly většinou nevýznamné. Naopak v rozporu s nevýznamnými výsledky jednoduchých regresí byly proměnné nominálního kurzu a inflace významné ve vícerozměrných odhadech, i když inflace často měnila své znaménko. Faktem ale zůstává, že jednoduché regrese byly často postiženy nenormalitou reziduí a vzácně

i špatnou specifikací modelu a heteroskedasticitou. V tomto kontextu lze tvrdit, že správně specifikované vícerozměrné regrese vedou k relevantnějším výsledkům. Hlavním smyslem jednoduchých regresí byla identifikace vlivu jednotlivých regresorů a ověření, jestli jejich zařazení do modelu je pro další analýzy relevantní.

Na základě výsledků zejména vícerozměrných, ale i jednoduchých regresí je **přijat závěr ohledně druhé výzkumné otázky. Vliv vnitroodvětvového obchodu na korelaci hospodářských cyklů je přímo úměrný, s rostoucím vnitroodvětvovým obchodem země konvergují.** Je to velmi robustní výsledek, potvrzený všemi vícerozměrnými a kromě jednoho modelu i všemi jednoduchými regresemi. Proměnná GL měla vždy kladné a vysoké znaménko. Vedle prokázání konvergenčního vlivu vnitroodvětvového obchodu je ale dále nutné prokázat, že je to právě vnitroodvětvový obchod, který na bilaterálním obchodě převažuje (Kapounek, Lacina, 2007, s. 16). Poté, co z regresí vypadly nevýznamné proměnné otevřenosti ekonomik, je jediným indikátorem, na základě kterého lze přijímat závěry o struktuře bilaterálního obchodu, Grubel-Lloyd index. Řady vývoje GL indexu zemí CEECs1, CEECs2, jádra eurozóny a souhrnného průměru za všech 26 zkoumaných zemí zobrazuje následující graf⁵⁷:



Obr. 11 GL index první úrovně SITC za období 1995–2013 pro vybrané země, zdroj: vlastní výpočty

Připomeňme, že GL index nabývá hodnot z intervalu $<0,1>$ a čím více se blíží 1, tím více na bilaterálním obchodě převažuje vnitroodvětvový obchod. Z tab. 11 je patrné, že od roku 1995 se podíl vnitroodvětvového obchodu mezi 26 zkoumanými zeměmi (Prům 26) a eurozónou mírně zvyšuje, ovšem nijak výrazně. Nejvyšší nárůst GL indexu je jasně patrný u pobaltských zemí. Průměrná hodnota GL indexu

⁵⁷ Vstupní hodnoty zobrazeny v příloze G.

pro všech 26 zkoumaných zemí je za celé období 1995–2013⁵⁸ rovna 0,71. Na základě vývoje GL indexu je konstatováno, že **na bilaterálním obchodě zkoumaných zemí převažuje spíše vnitroodvětvový obchod, protože hodnoty GL indexu jsou vysoké a v čase se nezmenšují, naopak mírně rostou.** Na tomto empirickém základě je **Krugmanova hypotéza specializace zamítnuta.** Obr. 11 totiž dokazuje, že **i přes rostoucí hospodářskou integraci EU od roku 1995 podíl vnitroodvětvového obchodu neklesá, ale mírně roste.** Je to tedy vnitroodvětvový obchod, který na obchodní výměně převažuje. A protože regresemi byl prokázán jeho integrační vliv, není v tomto empirickém kontextu možné uvažovat jako Krugman (1993, s. 241), že by s rostoucí integrací zemí a růstem jejich zahraničního obchodu (který je tvořen zejména meziodvětvové) došlo ke vzniku obchodních center specializujících se v jednom odvětví a růstu pravděpodobnosti zasažení asymetrickým šokem, resp. k divergenci *ex post*. Krugmanova hypotéza specializace může být řekněme pouze krátkodobým jevem, nebo alternativním hospodářským vývojem. Stejně uvažuje i Fidrmuc (2001, s. 10).

Ohledně třetí výzkumné otázky je konstatováno, že vícerozměrnými regresemi byl identifikován **kromě vnitroodvětvového obchodu významný vliv nominálního kurzu a přímých zahraničních investic.** Dále byl prokázán silný vliv **inflace**, ale variabilita jejího znaménka neumožňuje formulovat relevantní závěry pro hospodářskou politiku⁵⁹. Výsledky jednoduchých regresí potvrdily vliv vnitroodvětvového obchodu a investic, dále i proměnné **TURIST** a **dummy proměnné společné hranice.** Je tedy zřejmé, že výsledky jednoduchých a vícerozměrných regresí nejsou zcela totožné a u některých proměnných se přímo rozcházejí. I přes to ale byl prokázán statisticky významný vliv poloviny zkoumaných regresů. Je potom přípustné tvrdit, že korelace hospodářských cyklů je endogenního charakteru, protože je ovlivněna řadou dalších proměnných. **Hypotéza endogenity v tomto kontextu není zamítnuta.**

⁵⁸ Pro roky 1994 a 2014 nedostupná data.

⁵⁹ Je ale na místě tvrdit, že je překvapením, že znaménko měnila pouze inflace. Bylo očekáváno, že takových proměnných bude celá řada.

6 Diskuse

Aplikační část práce se snaží o co nejvyšší možnou eliminaci metodických nedostatků studií OCA zmíněných v kapitole 4.5. Zejména hospodářské cykly jsou popsány dvěma makroekonomickými ukazateli HDP a IPP, které jsou transformovány třemi různými technikami, FOD a filtry HP a BK. Je otázka, jestli zařazení obou filtrů BK a HP bylo relevantní, když oba vedou k velmi podobným výsledkům (cyklickým komponentám). Do modelu byla zařazena zcela originální proměnná TURIST, která se snaží identifikovat i špatně měřitelné veličiny v duchu práce Otto, Voss a Willard (2001). Nicméně řada metodických nedostatků zůstala. Předně hospodářský cyklus lze popsat mnohem větší variétou proměnných, než pouze HDP a IPP. Od doby fungování eurozóny neuplynula dostatečně dlouhá doba pro formulaci konečných empirických závěrů, subjektivní vliv výzkumníka nebylo možné odstranit aj.

Celkem 66 jednoduchých regresí poskytlo souhrnně kvalitní výsledky. Ze sady jedenácti regresorů byl identifikován statisticky významný vliv hned u pěti z nich. Adjustovaný koeficient determinace se kromě modelů vnitroodvětvového obchodu pohyboval do 30 %. To sice nejsou velká čísla, ale nebylo očekáváno, že podíl vysvětlené variability bude nadpoloviční. Prezentovaným výsledkům jistě pomohla robustnost výpočtů a definování více proměnných, které popisují stejnou ekonomickou determinantu (investice). Výsledky jsou nicméně mnohem lepší i díky benevolentně zvolené hladině významnosti až na 10% hranici.

Výsledky vícerozměrných regresí jsou po prostudování odborné literatury rovněž spíše překvapující. Bylo očekáváno, že vliv regresorů se bude spíše vytrácet, významných jich mnoho nezůstane, a že nebude vysvětlena většina z variability modelu. Naproti tomu jedenáct vícerozměrných regresí vysvětlilo nápadně podobné množství variability (kolem 50 %) a vždy pomocí dvou a více regresorů. Vysvětlující proměnné ve vícerozměrných regresích spíše synergickým efektem dokázaly vysvětlit více variability, než jednoduché odhady. Robustnost výpočtů a závěrů je zejména díky rozsahu výpočtů vysoká, všechny způsoby výpočtu vedou ke stejnému závěru ohledně vnitroodvětvového obchodu a investic, za další významné proměnné lze jmenovat nominální kurz, inflaci, turistický ruch a počet sousedních zemí.

Regrese by bylo možné zlepšit vyřazením zemí, které jsou od regresních přímk nejvíce vzdáleny (viz. příloha F⁶⁰). Je ale otázka, do jaké míry je vhodné zmenšovat již tak malý rozsah souboru. V modelu nebyly uvažovány zpožděné regresory. Dá se předpokládat, že by proměnné např. dlouhodobé úrokové míry, inflace a nominálního kurzu měly větší vliv na konvergenci hospodářských cyklů, když by byly např. o jedno čtvrtletí zpožděné. Kučerová (2005, s. 63) uvádí, že samotná Krugmanova hypotéza specializace by mohla být ověřena pomocí Herfindahlova indexu, který identifikuje míru specializace země na určitou skupinu zboží. Index nabývá hodnot z intervalu (0,1). Čím je vyšší, tím více se země specializuje na vý-

⁶⁰ Česká republika, Lotyšsko a Polsko.

robu určité skupiny zboží (podle SITC). Tento index by tak mohl být stejně jako GL index přímo zařazen do regresní analýzy, aby byl empiricky prokázán vliv meziodvětvového obchodu na sladěnost hospodářských cyklů. Je totiž možné, že specializovaná obchodní centra vznikají v Evropě napříč státy, a proto nemusí nutně platit, že by meziodvětvový obchod působil divergenčně. Tyto návrhy by mohly být předmětem dalšího zkoumání.

Empirické výsledky této práce jsou nyní podrobně srovnány s regresemi studie Otto, Voss a Willard (2001). Tato studie totiž do své analýzy zahrnuje (stejně jako tato diplomová práce) přes deset regresorů a snaží se o komplexní vícerozměrnou regresi, o zachycení maximálního množství vlivů, které se podílí na korelaci hospodářských cyklů.

Základním rozdílem analýzy Otto, Voss a Willard (2001) je identifikace hospodářského cyklu pouze jedinou technikou a jediným makroekonomickým ukazatelem: jako tempa růstu čtvrtletních časových řad HDP (oproti šesti regresandům této práce). Nicméně další metodický postup je v podstatě stejný. Stanovení a teoretické zdůvodnění vlivu regresorů, jejich vliv je zkoumán nejprve izolovaně jednoduchými regresemi, poté i vícerozměrnými modely. Otto, Voss a Willard zařazují do modelu (metoda OLS) postupně 14 proměnných, z toho 7 proměnných je porovnatelných i s regresory této práce (bilaterální obchod, FDI, obchody s dlouhodobými cennými papíry, volatilita nominálního měnového kurzu, strukturální podobnost ekonomik, dummy proměnné společné hranice a stejného jazyka).

Odhady této práce jsou ale mnohem lepší. Všech jedenáct vícerozměrných regresí totiž vysvětlilo okolo 50 % variability modelu. Studie Otto, Voss a Willard (2001, 17–36) bohužel adjustovaný ani korigovaný koeficient determinace u vícerozměrných regresí neuvádí, ale ani jednoduchou regresí nebylo nikdy vysvětleno přes 20 % variability modelu a vícerozměrné odhady byly v podílu vysvětlené variability horší. Jejich velmi diskutabilním závěrem je prokázání významného vlivu obchodní intenzity, volatility nominálního měnového kurzu, kvality účetních standardů a rychlosti přijímání novinek z oblasti ICT, s mírným odstupem ve významnosti následuje dummy proměnná původu právního systému a dummy proměnné stejného jazyka a společné hranice. Vliv obchodní intenzity byl sice prokázán u jednoduchých regresí, ale v pěti dalších vícerozměrných regresích byla tato proměnná vždy statisticky nevýznamná a nebyla odstraněna z modelů jenom proto, že na ní byly vystavěny základní práce o endogenním charakteru kritérií OCA. O prokázání její významnosti se tedy na základě empirických výsledků studie Otto, Voss a Willard (2001) nedá mluvit. Čtyři dummy proměnné popisující vliv stejného právního systému (anglický, francouzský, německý a skandinávský) byly ve většině případů statisticky významné, jejich znaménka u koeficientů byla ale matoucí. Zatímco německý původ právního systému je statisticky neprůkazný, anglický a francouzský právní systém vede ke korelaci ekonomik a skandinávský právní systém naopak k divergenci. Tyto výsledky, ač v rozporu s očekáváním autorů studie, nejsou v práci dále komentovány, ale v závěru figuruje dummy proměnná právního systému jako významná determinanta konvergence ekonomik.

Rozpor mezi jejich závěrem, empirickými výsledky a vlastním očekáváním ohledně vlivu dummy proměnné původu právního systému je zřejmý.

Společným závěrem obou prací je pouze prokázání statisticky významného vlivu volatility měnového kurzu, který byl v obou případech měřen jako směrodatná odchylka. Ve studii Otto, Voss a Willard (2001) byl významný ve všech vícerozměrných regresích, v této práci v osmi z jedenácti vícerozměrných odhadů. Studie Otto, Voss a Willard naopak neprokázala vliv proměnné strukturální podobnosti ekonomik, která se svou povahou výpočtu (jako suma rozdílů v zaměstnanosti různých sektorů ekonomiky) nejlépe blíží GL indexu, který byl statisticky významný v této práci. Rozdíl ve významnosti mezi těmito regresory pravděpodobně může stát i za rozdílnými výsledky všech vícerozměrných regresí obou prací, protože vliv GL indexu na korelaci hospodářských cyklů u vícerozměrných regresí byl v této práci opravdu markantní, dále následován proměnnou nominálního kurzu. Studie Otto Voss a Willard nicméně žádné tak silné regresory nedetekovala. Možných vysvětlení rozdílných vlivů proměnných popisujících strukturální podobnost je celá řada. Oba ukazatele nejsou výpočtově ani povahově identické, obě práce zahrnují různé časové období, různé země, hospodářské cykly byly identifikovány různými technikami apod. Naopak studie Otto, Voss a Willard prokázala významnost i u dummy proměnných společného jazyka a společné hranice, které v této práci byly pro nevýznamnost z vícerozměrných regresí obvykle vyřazeny, pouze dummy proměnná společné hranice byla statisticky významná ve většině jednoduchých regresí.

7 Závěr

Diplomová práce se zabývala hypotézou endogenity teorie OCA. Nejprve bylo na základě korelační a shlukové analýzy konstatováno, že CEECs1⁶¹ a CEECs2⁶² za období 1994–2014 konvergovaly k eurozóně mnohem rychleji, než země jádra eurozóny⁶³. Stupeň synchronizace vybraných CEECs k eurozóně je navíc vyšší, než u řady zemí platící eurem. Např. ČR konvergovala k eurozóně výrazněji než Finsko, Kypr, Lucembursko, Malta a Řecko. Nízká synchronizace k eurozóně potom nemůže být argumentem pro nepřijetí eura v ČR i v řadě ostatních CEECs.

Integrační vliv vnitroodvětvového obchodu na cyklické komponenty HDP a IPP je podle provedených regresních analýz zcela jednoznačný. Na základě vývoje GL indexu je potom konstatováno, že je to právě vnitroodvětvový obchod, který na bilaterální výměně převažuje. 66 jednoduchých regresí potvrdilo statistickou významnost hned u 5 z 11 analyzovaných regresorů, kromě vnitroodvětvového obchodu to byl turistický ruch, investice, přímé zahraniční investice a dummy proměnná společné hranice. 11 vícerozměrných regresí potvrdilo významnost vnitroodvětvového obchodu a investic, ostatní proměnné byly pro nevýznamnost vyřazeny. Naopak vícerozměrné odhady dále potvrdily statistickou významnost proměnných nominálního kurzu a inflace, která ale často měnila své znaménko. Je zřejmé, že výsledky jednoduchých a vícerozměrných regresí nejsou zcela totožné. I přes to ale byl prokázán statisticky významný vliv zhruba poloviny zkoumaných regresorů. Je potom přípustné tvrdit, že korelace hospodářských cyklů je endogenního charakteru a hypotéza endogenity teorie OCA v tomto kontextu není zamítnuta.

Pilotní empirické studie hypotézy endogenity vznikly již před více než 15 lety. Připomeňme však Rozmahela (2008, s. 51), který vyvozuje, že empirická zjištění ohledně endogenity charakteristik teorie OCA nejsou podkladem pro rozhodování ohledně přijetí eura v ČR, ani v ostatních kandidátských zemích eurozóny. MFČR a ČNB každoročně zpracovávají společný dokument o vyhodnocení stupně ekonomické sladění ČR s eurozónou. V tomto dokumentu ale není o endogenitě ani slovo, přestože se jistě pasáže věnují zkoumání podílů vnitroodvětvového obchodu, který je všeobecně považován za stimulant ekonomické synchronizace (např. ČNB, 2013, s. 18). Hospodářské politiky CEECs, které nejsou členy eurozóny, by při svých rozhodnutích ale měly zohledňovat komplexně všechny dostupné informace, tedy i studie o endogenním charakteru kritérií OCA a to i přesto, že tyto práce zatím nevedou k jednotným závěrům. CEECs by se měly stát průkopníky sjednocení metodologického výzkumu, protože se jich tato problematika dotýká nejvíce.

Výsledkem aplikační části této práce je nezamítnutí pracovní hypotézy o endogenním charakteru kritérií OCA. I přes to, že jedenáct vícerozměrných regresí vysvětlilo kolem 50 % variability konvergence hospodářských cyklů, je nutné

⁶¹ Česká republika, Maďarsko, Slovensko, Slovinsko, Polsko.

⁶² Litva, Lotyšsko, Estonsko.

⁶³ Francie a Německo.

připustit, že existuje celá řada dalších opomenutých proměnných. Byl prokázán vliv přibližně poloviny regresorů na sladěnost hospodářských cyklů, ale není možné (zejména s ohledem na aktuální politicko-ekonomickou situaci v EU) doporučovat CEECs, které nejsou v eurozóně, nějaký unáhlený vstup do měnové unie na základě toho, že pokud stále ještě nedosáhly dostatečného stupně synchronizace, který by jim zajistil čisté přínosy z členství v měnové unii, určitě tomu tak nastane *ex post*. Hospodářské politiky CEECs by vedle klasických analýz historických dat měly prohlubovat ekonomickou diskusi ohledně sladění metodologického konsenzu empirických prací teorie OCA, které by potom zahrnuly do rozhodování ohledně načasování vstupu do eurozóny.

Jednoduché a vícerozměrné regrese empiricky potvrdily významnost vnitroodvětvového obchodu, mediánu investic, směrodatné odchylky nominálního kurzu, turistického ruchu a dummy proměnné společné hranice. Doporučení pro hospodářskou politiku CEECs se zaměřují na tyto determinanty. CEECs by se např. měly zapojovat do projektů makroregionálních strategií EU. Jedná se o koncepty regionální spolupráce, jejich cílem je prohloubit vzájemnou hospodářskou, energetickou, environmentální, dopravní nebo institucionální spolupráci. Např. v rámci Podunajského regionu je zapojeno celkem 14 států včetně ČR, mezi hlavní cíle patří propojení dunajského regionu, ochrana životního prostředí, vytváření prosperity a celkové posílení regionu (Evropskyvyzkum.cz, 2014). Takových regionů je v Evropě celá řada (Baltský, CENTROPE, Jadransko-Jónský) atd. Pokud se CEECs integrují do podobných projektů, určitě vzroste jejich vnitroodvětvový obchod, investice a turistický ruch, na základě výsledků regresních analýz této práce potom budou konvergovat k eurozóně *ex post*.

Za stejným účelem by ČNB i ostatní centrální banky CEECs měly v rámci tzv. dilematu centrální banky upřednostnit spíše stabilní měnový kurz před inflací i úrokovou mírou. Proměnná dlouhodobé úrokové míry totiž nevykázala podstatný vliv na konvergenci k eurozóně, vliv inflace byl zejména ve vícerozměrných regresech silnější, ale její proměnlivé znaménko neumožňuje formulovat relevantní doporučení pro hospodářskou politiku. Pouze volatilita měnového kurzu vykázala nepřímý úměrný vztah, proměnná KURZ_sm měla vždy záporný koeficient. ČNB ale v posledním roce intervenuje na devizových trzích s cílem oslabit korunu a zvýšit inflaci. Podle empirických výsledků této práce ale s vyšší volatilitou měnového kurzu dojde k poklesu sladěnosti hospodářských cyklů ČR a eurozóny.

Aktuální sociálně politické klima v ČR odporuje empirickým výsledkům této práce, protože euro je považováno za jistou brzdu konvergence, která je velmi často spojována s dluhovou krizí v EU. V současnosti euro odmítají více než tři čtvrtiny obyvatel ČR, tento názor v české společnosti převažuje od roku 2007 (Cvmm.cz, 2014). Regresní analýzy však ukázaly, že se vstupem CEECs do eurozóny by k ní naopak měly dále konvergovat.

8 Literatura

- ARTIS, Michael. 2003. *Is there a european business cycle?* Working paper No. 1053 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=462424
- BAYOUMI, TAMIM A BARRY EICHENGREEN. 1992. *Shocking aspects of monetary unification*. NBER Working paper No. 3949 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w3949.pdf>
- BUMBÁLKOVÁ, DAGMAR. 2011. *Endogenita teorie optimálních měnových oblastí: vliv zahraničního obchodu na sladěnost hospodářských cyklů*. Diplomová práce [online]. [cit. 2014-10-27]. Brno: Mendelova univerzita v Brně. Dostupné z: <https://is.mendelu.cz/auth/lide/clovek.pl?id=19434;zalozka=7;studium=42678;zp=28312>
- BUSINESSINFO.CZ. 2008. *Evropský měnový systém*. MFČR [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/euro-evropsky-menovy-system-3257.html>
- BUSINESSINFO.CZ. 2014. *Norsko: Ekonomická charakteristika země*. MFČR [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/norsko-ekonomicka-charakteristika-zeme-18919.html>
- BÚRY, TOMÁŠ. 2010. *Maastrichtská kritéria a jejich kritika*. Briefing paper č. 3 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.amo.cz/publikace/maastrichtska-kriteria-a-jejich-kritika.html>
- CANOVA, FABIO. 1998. *Detrending and business cycle facts*. Journal of Monetary Economics [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://apps.eui.eu/Personal/Canova/Articles/debuicy.pdf>
- CAPORALE, GUGLIELMO MARIA, DE SANTIS ROBERTA A ALESSANDRO GIRARDI. 2013. *Trade Intensity and Output Synchronization: On the Endogeneity Properties of EMU*. Working paper: Public Choice, No. 4172 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.econstor.eu/bitstream/10419/71171/1/74013163X.pdf>
- CVVM.CZ. 2014. *Občané o přijetí eura a dopadech vstupu ČR do EU – duben 2014*. Akademie věd ČR [online]. [cit. 2014-12-21]. Dostupné z: http://cvvm.soc.cas.cz/media/com_form2content/documents/c1/a7227/f3/pm140509.pdf
- ČNB. 2012. *Analýzy stupně ekonomické sladěnosti České republiky s eurozónou* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategicke_dokumenty/download/analyzy_sladenosti_2012.pdf

- ČNB. 2013. *Vyhodnocení plnění mastrichtských konvergenčních kritérií a stupně ekonomické sladění ČR s eurozónou* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/miranda2/export/sites/www.cnb.cz/cs/menova_politika/strategicke_dokumenty/download/maastricht_vyhodnoceni_2013.pdf
- ČSU, 2014. *Standardní mezinárodní klasifikace zboží* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/AD002CF78A/\\$File/60011209j02_c.pdf](http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/AD002CF78A/$File/60011209j02_c.pdf)
- DARVAS Z SOLT A GYÖRGY SZAPÁRY. 2004. *Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2004/ecbimf/pdf/szapar.pdf>
- DE HAAN, JAKOB, INKLAAR, ROBERT A RICHARD JONG-A-PIN. 2008. *Will business cycles in the euro area converge? A critical survey of empirical research*. Journal of Economic Surveys. Vol. 22, No. 2 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.environnement.ens.fr/IMG/file/DavidPDF/SSA/deHaan_Inklaar_ea2008.pdf
- DE GRAUWE, PAUL A FRANCESCO PAOLO MONGELLI. 2004. *Endogeneities of Optimum-Currency Areas* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.econ.kuleuven.be/ew/academic/intecon/Degrauwe/PDG-papers/Work_in_progress/Presentations/OCA_Endogeneities-Thygesen-Festschrift-revised1.pdf
- EK. 1990. *One market, one money. An evaluation of the potential benefits and costs of forming an economic and monetary union* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication7454_en.pdf
- EUROSTAT. 2014. *Harmonised indices of consumer prices* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_SDDS/EN/prc_hicp_esms.htm
- EUROSTAT. 2014. *Statistics database* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database
- EUROSKOP.CZ, 2008. *Historie eurozóny*. MZVČR [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <https://www.euroskop.cz/319/sekce/historie-eurozony/>
- EVROPSKYVYZKUM.CZ. 2014. *Podunajská strategie*. MŠMT [online]. [cit. 2014-12-21]. Dostupné z: <http://www.evropskyvyzkum.cz/cs/nastroje-spoluprace/iniciativy-ek/danube>
- FIDRMUC, JARKO. 2001. *The endogeneity of optimum currency area criteria, intraindustry trade and EMU enlargement*. Discussion Papers No. 8 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.suomenpankki.fi/pdf/100362.pdf>

- FIDRMUC, JARKO A ILKKA KORHONEN. 2006. *Meta-analysis of the business cycle correlation between the Euro Area and the CEECs*. Working papers No. 1693 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.econstor.eu/bitstream/10419/19157/1/cesifo1_wp1693.pdf
- FRANKEL, JEFFREY A. A ANDREW K. ROSE. 1996. *The endogeneity of the optimum currency area criteria*. NBER Working paper No. 5700 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w5700.pdf>
- FRANKEL, JEFFREY A. A ANDREW K. ROSE. 1998. *The endogeneity of the optimum currency area criteria*. The Economic Journal [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://fsaraceno.free.fr/FrankelRose98.pdf>
- HORVATH, JULIUS. 2003. *Optimum currency area theory: A selective review*. Discussion Papers No. 15 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1015480
- HORVATH, ROMAN A LUBOS KOMAREK. 2002. *Optimum currency area theory: An approach for thinking about monetary integration*. Warwick economic research papers No. 647 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://wrap.warwick.ac.uk/1539/1/WRAP_Horvath_twerp647.pdf
- INKLAAR, ROBERT A JAKOB DE HANN. 2000. *Is there really a european business cycle?* Workingpaper No. 268 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.econstor.eu/bitstream/10419/75675/1/cesifo_wp268.pdf
- KAPOUNEK, SVATOPLUK A LUBOR LACINA. 2007. *Korelace hospodářských cyklů v eurozóně: test endogenity procesu evropské integrace*. Diskusní příspěvek [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://vyzc.pef.mendelu.cz/dok_server/slozka.pl?id=39500;download=40982
- KENEN, PETER B. 1969. *The theory of optimum currency areas: An eclectic view*. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: [http://www.google.cz/books?hl=cs&lr=&id=Mck96D7yM00C&oi=fnd&pg=PA3&dq=kenen+"the+theory+of+optimum+currency+areas+an+eclectic+view"&ots=5hsYbztSpF&sig=_U0nlJUME8eQ-Pgs2gIlZEL-6eY&redir_esc=y#v=onepage&q=kenen%20%22the%20theory%20of%20optimum%20currency%20areas%20an%20eclectic%20view%22&f=false](http://www.google.cz/books?hl=cs&lr=&id=Mck96D7yM00C&oi=fnd&pg=PA3&dq=kenen+)
- KENEN, PETER B. 2000. *Currency Areas, Policy Domains, and the Institutionalization of Fixed Exchange Rates*. Centre for Economic Performance. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://eprints.lse.ac.uk/20170/1/Currency_Areas,_Policy_Domains,_and_the_Institutionalization_of_Fixed_Exchange_Rates.pdf
- KOHOUT, PAVEL. 2010. *Až se zhroutí Belgie*. Finmag.penize.cz. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://finmag.penize.cz/ekonomika/264172-az-se-zhrouti-belgie>

- KRUGMAN, PAUL. 1993. *International Economics: Theory and Policy*. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.saylor.org/site/textbooks/International%20Economics%20-%20Theory%20and%20Policy.pdf>
- KUČEROVÁ, ZUZANA. 2006. *Teorie optimální měnové oblasti a možnosti její aplikace na země střední a východní Evropy*. Praha: ČVUT. 141 s. ISBN 80-86729-18-4.
- LA PORTA, RAFAEL ET AL. 1998. *Law and finance* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://faculty.tuck.dartmouth.edu/images/uploads/faculty/rafael-laporta/Law_and_Finance.pdf
- LUCAS, ROBERT E. 1976. *Econometric policy evaluation: A critique* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.econ.umn.edu/~longw011/teaching/Lucas%20Critique.pdf>
- MCKINNON, RONALD I. 1963. *Optimum Currency Areas*. The American Economic Review [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.experimentalforschung.vwl.unimuenchen.de/studium/veranstaltungenarchiv/sq2/mckinnon_aer1963.pdf
- MILES, WILLIAM A CHU-PING VIJVERBERG. 2011. *The exogeneity (at best) of the Optimum currency area criteria for the euro zone* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.gc.cuny.edu/CUNY_GC/media/CUNYGraduateCenter/PDF/Programs/Economics/Seminar%20papers/TheExogeneity-CUNY-2012.pdf
- MONGELLI, FRANCESCO PAOLO. 2002. „New“ views on the optimum currency area theory: What is EMU telling us? Working paper series No. 138 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp138.pdf>
- MUNDELL, ROBERT A. 1961. *A Theory of Optimum Currency Areas*. *The American Economic Review* vol. 51, No. 4. s. 657-665 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.experimentalforschung.vwl.unimuenchen.de/studium/veranstaltungenarchiv/sq2/mundell_aer1961.pdf
- NAJMAN, NIKOLA. 2012. *Hospodářský cyklus vybraných zemí EU. Může se EU stát optimální měnovou oblastí?* Doktorská disertační práce [online]. [cit. 2014-10-27]. Brno: Mendelova univerzita v Brně. Dostupné z: <https://is.mendelu.cz/auth/lide/clovek.pl?id=13977;zalozka=7;studium=46637;zp=42670>
- OTTO, GLENN, VOSS GRAHAM A LUKE WILLARD. 2001. *Understanding OECD output correlations*. Research discussion paper No. 05 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.rba.gov.au/publications/rdp/2001/pdf/rdp2001-05.pdf>

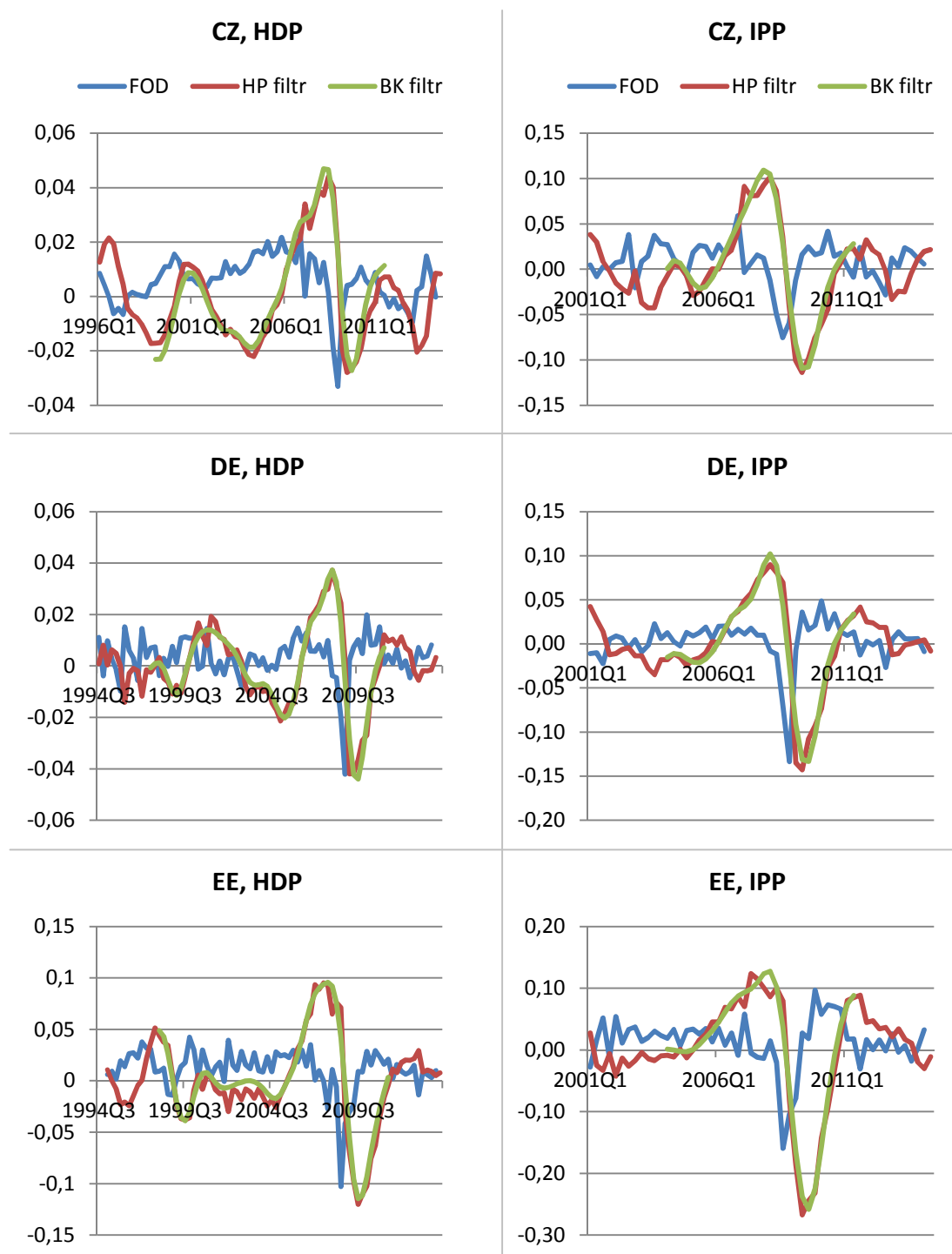
- PATRIA.CZ, 2014. *Fiskální kompakt v ČR*. Patria Finance, a.s. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.patria.cz/zpravodajstvi/2556879/fiskalni-kompakt-v-cr-patria-vydala-novy-tricetnik.html>
- RODRIGUEZOVÁ, SANDRA. 2014. *OCA index a endogenita procesu evropské měnové integrace*. Diplomová práce [online]. [cit. 2014-10-27]. Brno: Mendelova univerzita v Brně. Dostupné z: <https://is.mendelu.cz/auth/lide/clovek.pl?id=29774;zalozka=7;studium=61133;zp=43391>
- ROMANA, IGNACIO ESCAÑUELA. 2013. *Do the Economic Cycles of the Eurozone Member States converge? Empirical Evidence*. MPRA paper No. 49224 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/49224/8/MPRA_paper_49224.pdf
- ROZMAHEL, PETR. 2006. *Metodologické aspekty posuzování připravenosti kandidátských zemí pro vstup do eurozóny z pohledu teorie optimálních měnových oblastí*. Doktorská disertační práce [online]. [cit. 2014-10-27]. Brno: Mendelova univerzita v Brně. Dostupné z: <https://is.mendelu.cz/auth/lide/clovek.pl?id=853;zalozka=7>
- ROZMAHEL, PETR. 2008. *Význam endogenity teorie optimálních měnových oblastí v procesu evropské měnové integrace*. Národohospodářský obzor práce [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://is.muni.cz/do/econ/soubory/aktivity/obzor/6182612/6182618/07RozmahelHOTOVO-A.pdf>
- SAMUELSON, PAUL ANTHONY A WILLIAM D. NORDHAUS. 2007. *Ekonomie*. Praha: NS Svoboda. 18. vydání. ISBN 978-80-205-0590-3.
- SILVESTRE, JOÃO A ANTÓNIO MENDONÇA. 2007. *The Endogeneity of Optimum Currency Areas Criteria: Some Evidence from the European Union and Portugal* [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://link.springer.com/article/10.1007/s11294-006-9056-9#page-1>
- SILVESTRE, JOÃO, MENDONÇA, ANTÓNIO A JOSÉ PASSOS. 2007. *The Shrinking Endogeneity of Optimum Currency Areas Criteria: Evidence from the European Monetary Union a Beta Regression Approach*. Working paper No. 022 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.iseg.utl.pt/departamentos/economia/wp/wp0222007de.pdf>
- SØRENSEN, CHRISTOFFER KOK A JOSEP MARIA PUIGVERT GUTIÉRREZ. 2006. *Euro area banking sector integration. Using hierarchical cluster analysis techniques*. Working paper series No. 627 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp627.pdf>
- TAVLAS, GEORGE S. 1993. *The „New“ Theory of Optimum Currency Areas*. Basil Blackwell Lld. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: <http://stage.community-currency.info/wp-content/uploads/2014/02/The-'New'-Theory-of-Optimum-Currency-Areas-George-S.-Tavlas-1993.pdf>

VIEIRA CARLOS A ISABEL VIEIROVÁ. 2011. *Assessing the Endogeneity of OCA conditions in the EMU*. GEE papers Número. 42 [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://www.gee.min-economia.pt/RePEc/WorkingPapers/GEE_PAPERS_42.pdf

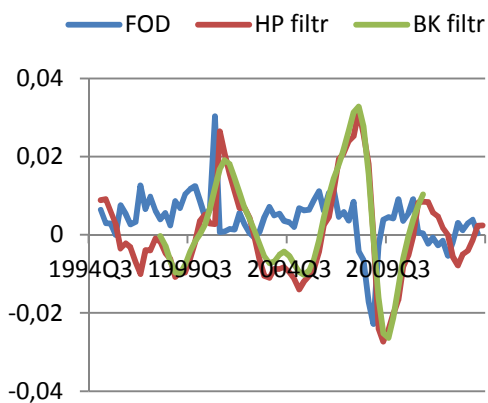
ŽÁK, LIBOR. 2004. *Shluková analýza*. Mujweb.cz. [online]. [cit. 2014-10-27]. Dostupné z: http://mujweb.cz/elzet/Libor/Aut_cl_1.pdf

Přílohy

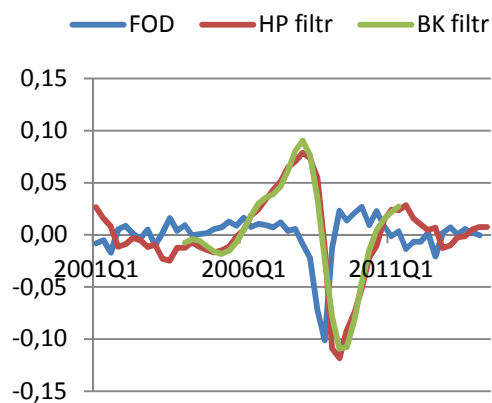
A Hospodářské cykly CEECs, jádra eurozóny, eurozóny a USA, techniky FOD, HP a BK filtr



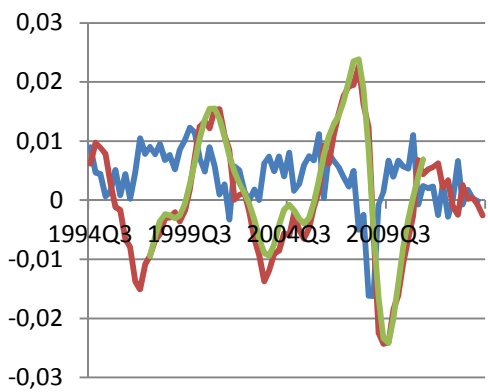
EA, HDP



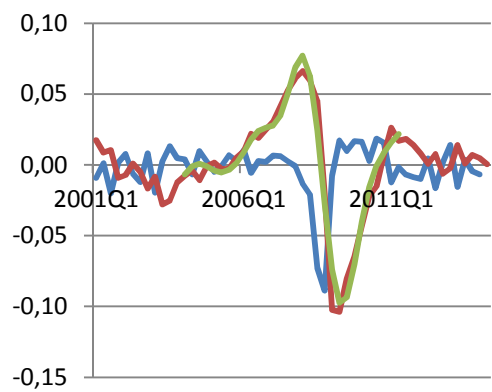
EA, IPP



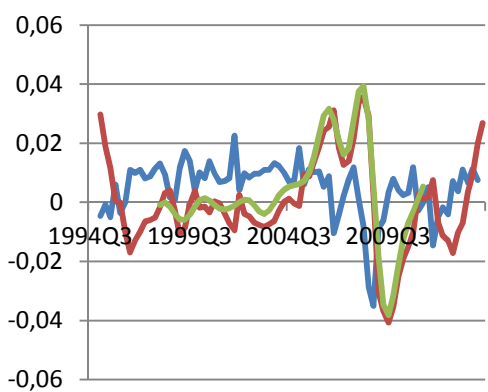
FR, HDP



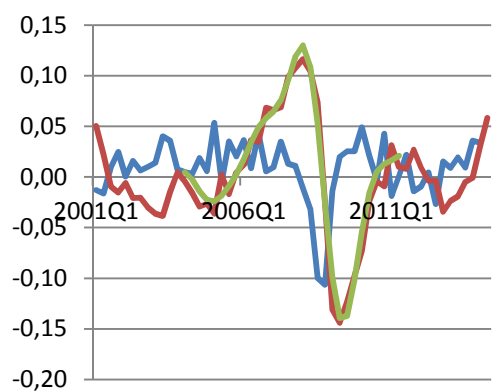
FR, IPP



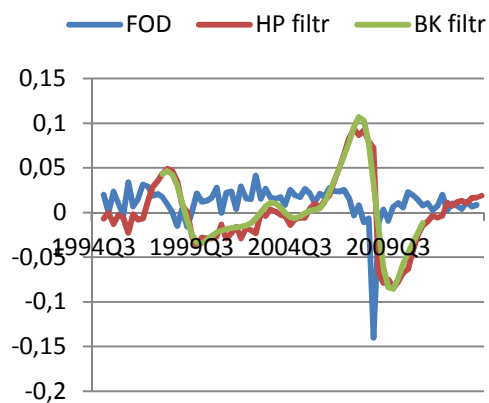
HU, HDP



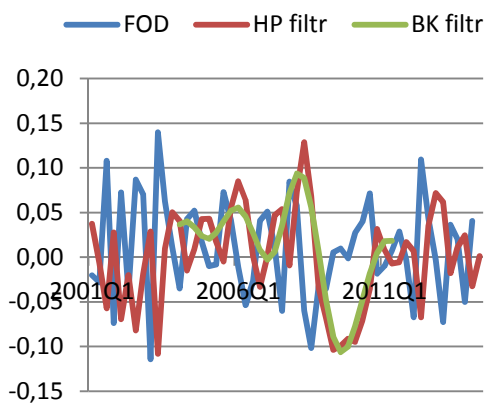
HU, IPP



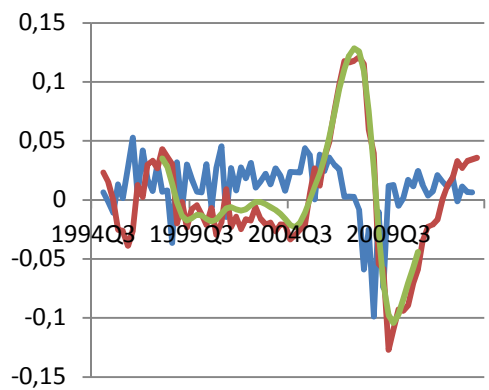
LT, HDP



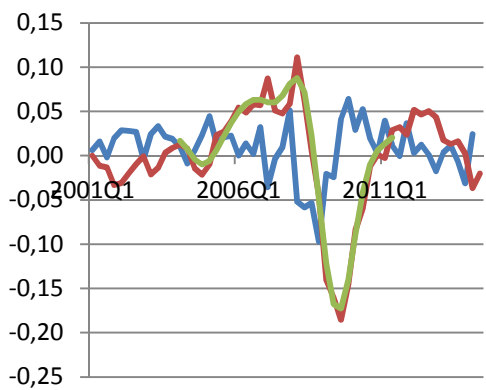
LT, IPP



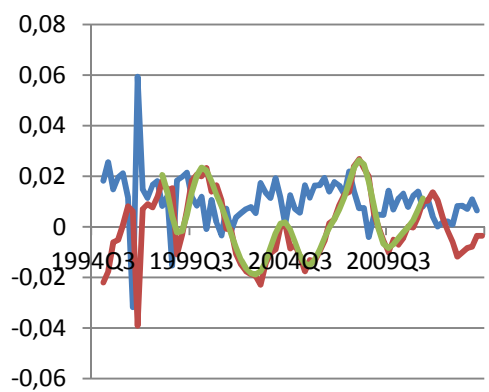
LV, HDP



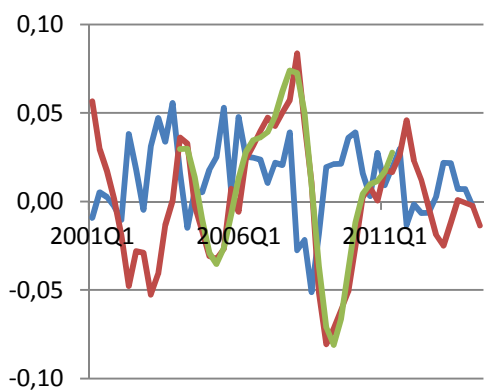
LV, IPP

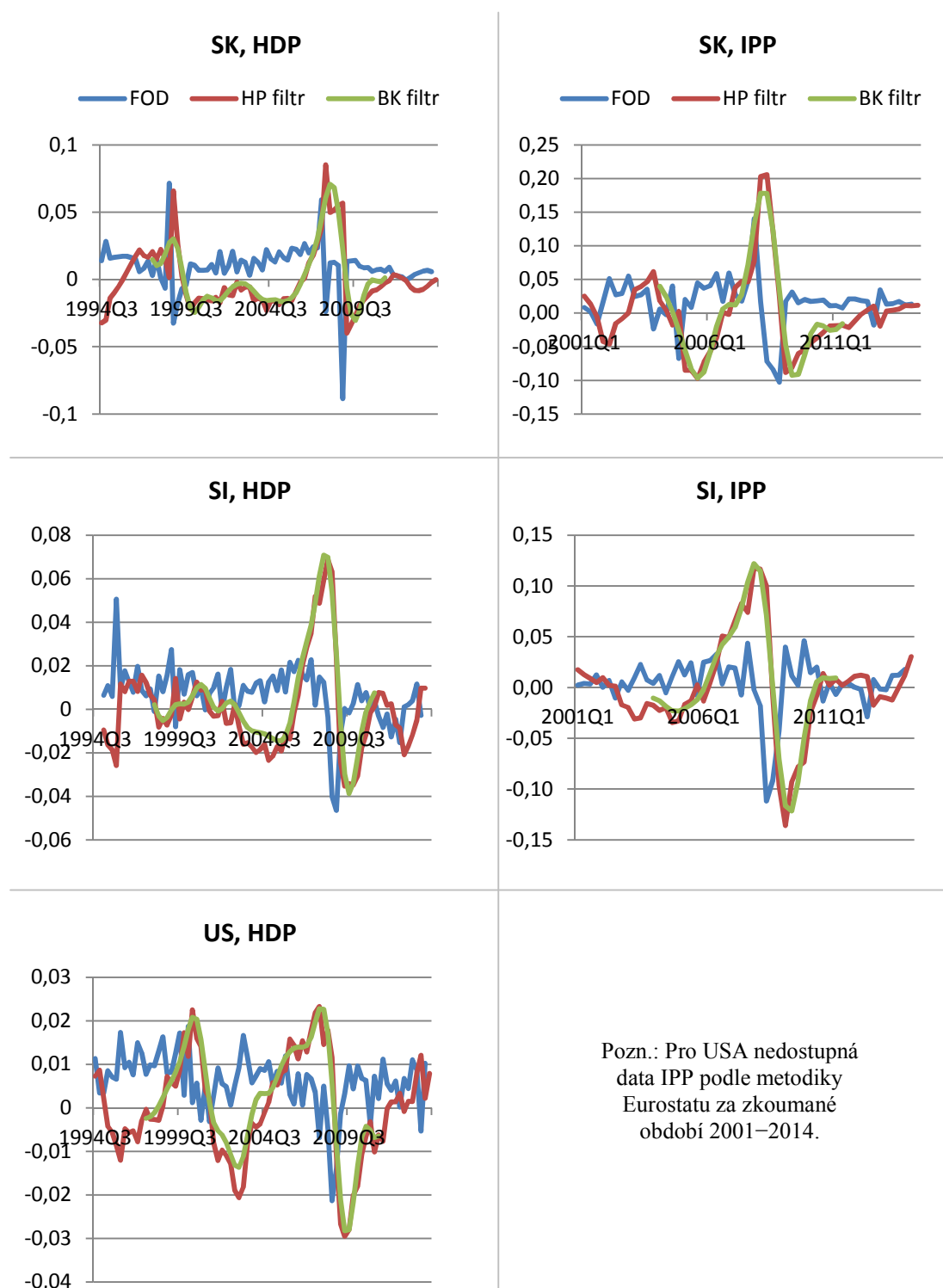


PL, HDP



PL, IPP





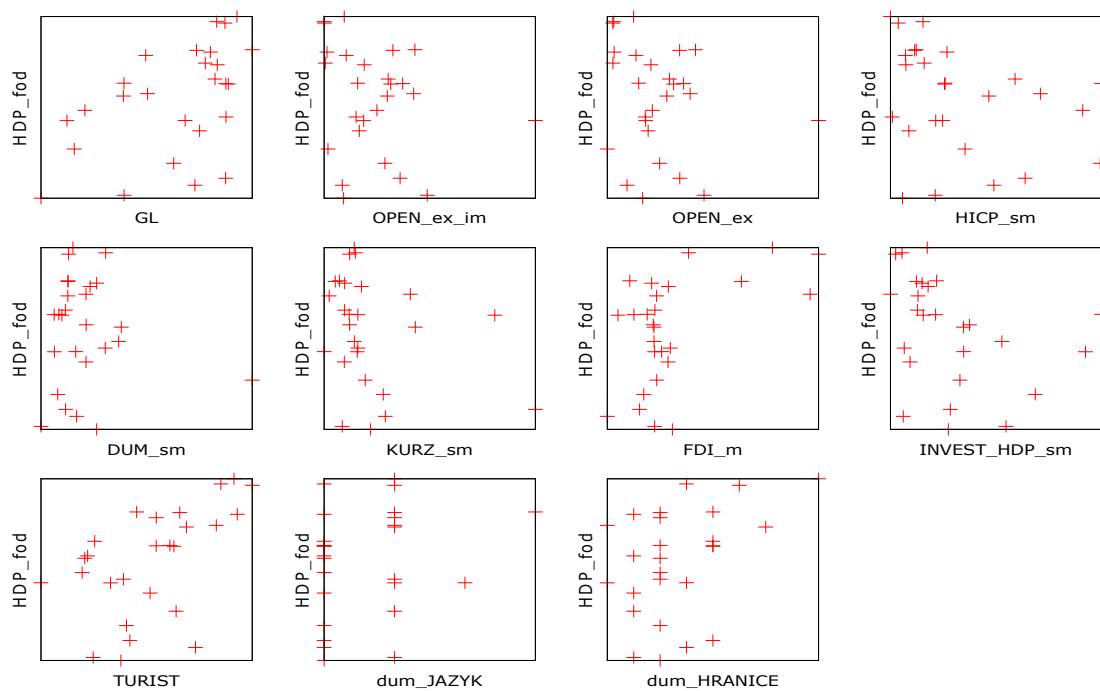
Obr. 12 Cyklické komponenty HDP (1994–2014) a IPP (2001–2014), techniky FOD, HP a BK filtr
zdroj: vlastní výpočty

B Výpočet agregátní dummy proměnné společného jazyka

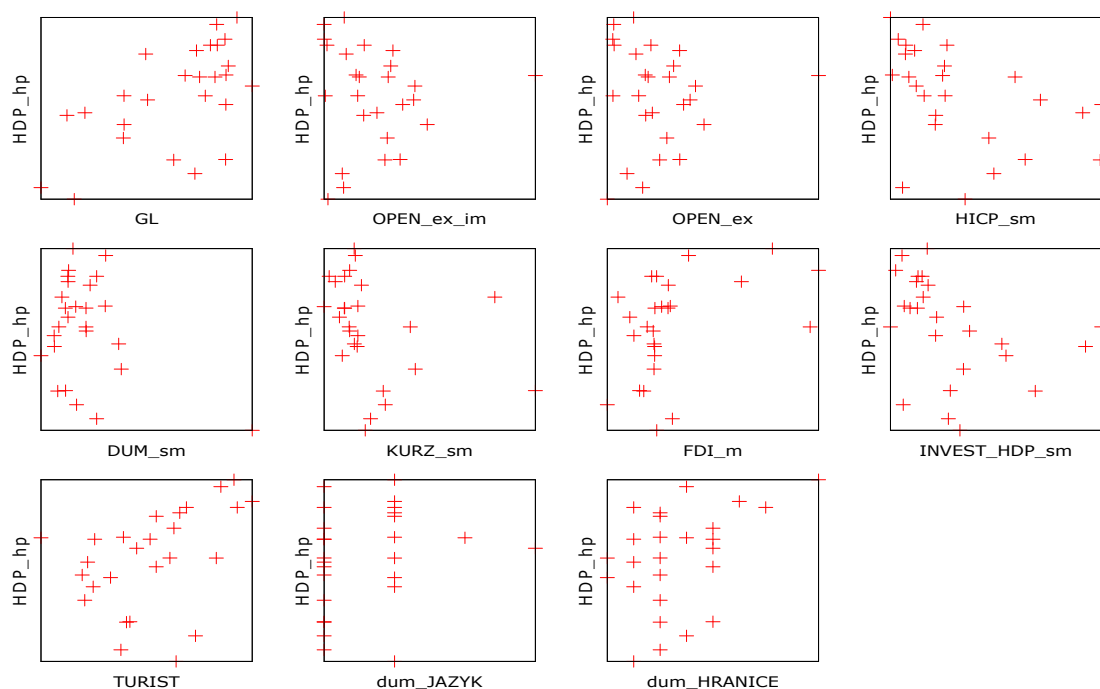
Tab. 21 Agregátní dummy proměnná společného jazyka dum_JAZYK, zdroj: vlastní výpočty

	angličtina	francouzština	němčina	nizozemština	řečtina	švédština	dum_JAZYK
AT	0	0	1	0	0	0	1
BE	0	1	1	1	0	0	3
BG	0	0	0	0	0	0	0
CY	0	0	0	0	1	0	1
CZ	0	0	0	0	0	0	0
DE	0	0	1	0	0	0	1
DK	0	0	0	0	0	0	0
EE	0	0	0	0	0	0	0
ES	0	0	0	0	0	0	0
FI	0	0	0	0	0	1	1
FR	0	1	0	0	0	0	1
GB	1	0	0	0	0	0	1
GR	0	0	0	0	1	0	1
HR	0	0	0	0	0	0	0
HU	0	0	0	0	0	0	0
IT	0	0	0	0	0	0	0
LT	0	0	0	0	0	0	0
LU	0	1	1	0	0	0	2
LV	0	0	0	0	0	0	0
MT	1	0	0	0	0	0	1
NL	0	0	0	1	0	0	1
NO	0	0	0	0	0	0	0
PL	0	0	0	0	0	0	0
SE	0	0	0	0	0	1	1
SI	0	0	0	0	0	0	0
SK	0	0	0	0	0	0	0

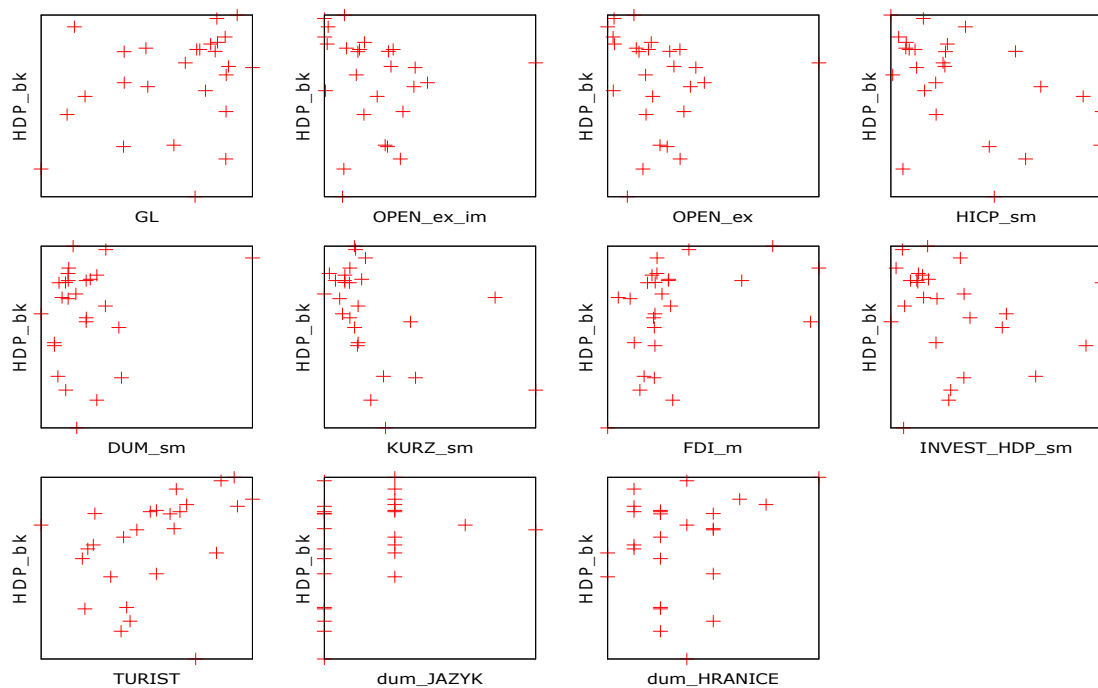
C Násobné grafy dle regresandu



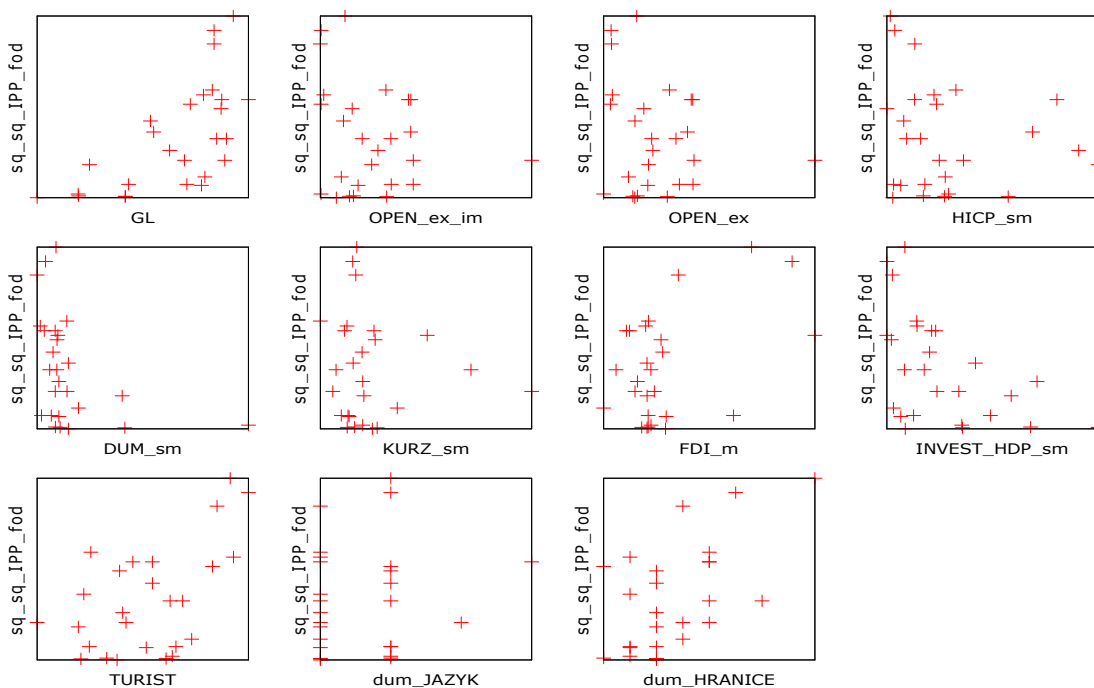
Obr. 13 X-Y diagramy, regresand HDP_fod, zdroj: vlastní výpočty



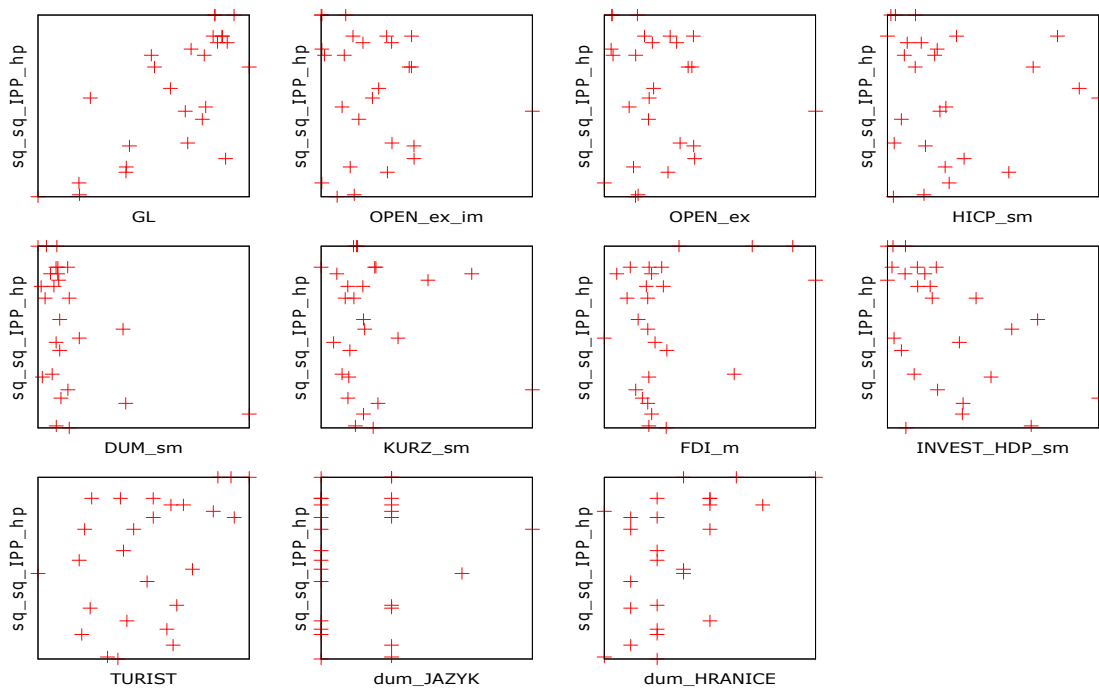
Obr. 14 X-Y diagramy, regresand HDP_hp, zdroj: vlastní výpočty



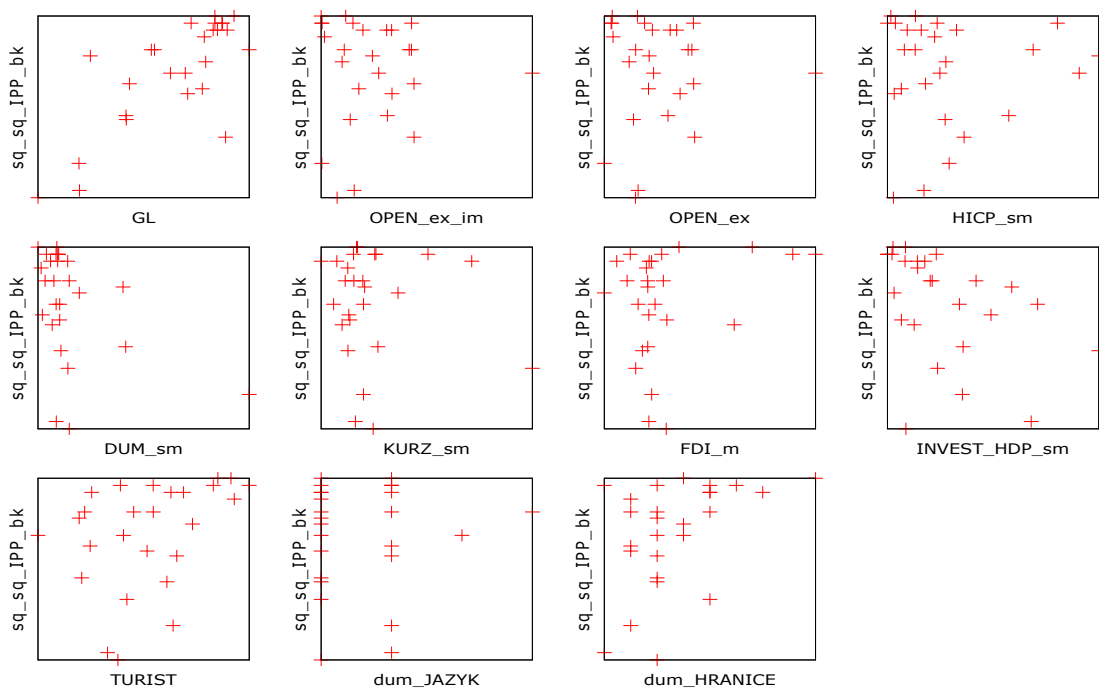
Obr. 15 X-Y diagramy, regresand HDP_bk, zdroj: vlastní výpočty



Obr. 16 X-Y diagramy, regresand sq_sq_IPP_fod, zdroj: vlastní výpočty



Obr. 17 X-Y diagramy, regresand $sq_sq_IPP_hp$, zdroj: vlastní výpočty



Obr. 18 X-Y diagramy, regresand $sq_sq_IPP_bk$, zdroj: vlastní výpočty

D Vstupní data regresí pro regresandy HDP_fod, HDP_hp a HDP_bk

Tab. 22 Vstupní data 3 regresandů HDP a 11 regresorů (1994–2014), zdroj: vlastní výpočty

	HDP_fod	HDP_hp	HDP_bk	GL	OPEN_ex,im	OPEN_ex	HICP_sm	DUM_sm	KURZ_sm	FDI_m	INVEST/HDP_sm	TUR IST	dum_JA_ZYK	dum_HRANICE
AT	0,66	0,86	0,90	0,83	0,94	0,49	10,3	1,44	3,34	-898	3,10	16,53	1	6
BE	0,71	0,72	0,83	0,93	1,50	0,77	11,3	1,45	4,10	-54991	4,22	15,07	3	4
BG	0,33	0,48	0,64	0,71	1,17	0,54	30,0	1,20	7,36	-26810	10,19	14,77	0	2
CY	0,47	0,63	0,72	0,41	0,94	0,46	13,3	1,12	5,42	-4953	13,23	14,31	1	0
CZ	0,59	0,79	0,84	0,86	1,23	0,63	14,2	1,30	15,67	-78819	3,41	16,16	0	4
DE	0,82	0,95	0,96	0,88	0,73	0,38	8,7	1,56	5,20	232717	3,65	17,92	1	8
DK	0,44	0,75	0,88	0,78	0,89	0,47	10,6	1,87	4,46	22104	2,62	15,47	0	1
EE	0,56	0,68	0,79	0,63	1,49	0,73	23,9	1,83	4,86	-7696	6,22	13,64	0	1
ES	0,70	0,86	0,89	0,81	0,54	0,26	14,4	2,13	4,49	-10829	3,34	18,02	0	1
FI	0,69	0,83	0,88	0,63	0,75	0,40	10,2	1,97	5,74	22717	3,71	15,65	1	2
FR	0,80	0,88	0,91	0,85	0,51	0,25	9,5	1,46	4,86	325840	1,75	18,46	1	5
GB	0,66	0,69	0,78	0,80	0,52	0,25	12,1	1,87	9,38	308894	1,43	17,41	1	0
GR	0,38	0,35	0,94	0,43	0,55	0,22	16,3	5,82	6,02	-637	5,63	16,23	1	1
HR	0,59	0,69	0,87	0,57	0,87	0,41	14,2	1,23	4,83	-19945	14,21	16,05	0	2
HU	0,59	0,66	0,72	0,85	1,37	0,69	30,1	1,12	5,47	-46636	4,16	15,65	0	4
IT	0,80	0,93	0,96	0,83	0,51	0,26	12,0	2,34	5,28	63627	2,13	17,54	0	3
LT	0,55	0,55	0,64	0,57	1,20	0,59	18,7	2,71	9,75	-6101	5,85	13,55	0	2
LU	0,47	0,76	0,85	0,74	2,82	1,53	14,0	1,63	2,96	9246	5,86	12,27	2	3
LV	0,50	0,63	0,76	0,46	1,08	0,50	28,2	2,65	5,21	-6084	8,17	13,48	0	2
MT	0,22	0,60	0,80	0,57	1,63	0,82	13,2	0,80	4,31	-4831	8,42	13,80	1	1
NL	0,70	0,84	0,88	0,77	1,26	0,67	11,2	1,45	3,79	170192	3,00	16,33	1	2
NO	0,21	0,38	0,58	0,34	0,72	0,44	9,9	1,83	6,42	30916	4,93	14,61	0	2
PL	0,25	0,43	0,51	0,77	0,70	0,34	19,2	1,65	7,52	-100332	2,20	16,80	0	3
SE	0,48	0,76	0,82	0,85	0,86	0,45	8,9	2,33	5,47	26690	2,27	14,68	1	2
SI	0,61	0,75	0,87	0,82	1,21	0,60	21,3	1,38	4,49	-4322	3,06	13,84	0	4
SK	0,28	0,48	0,61	0,85	1,34	0,67	22,3	1,39	18,69	-35234	5,05	14,87	0	4

Pozn.: červené hodnoty představují doplněné chybějící údaje (nejčastěji průměr).

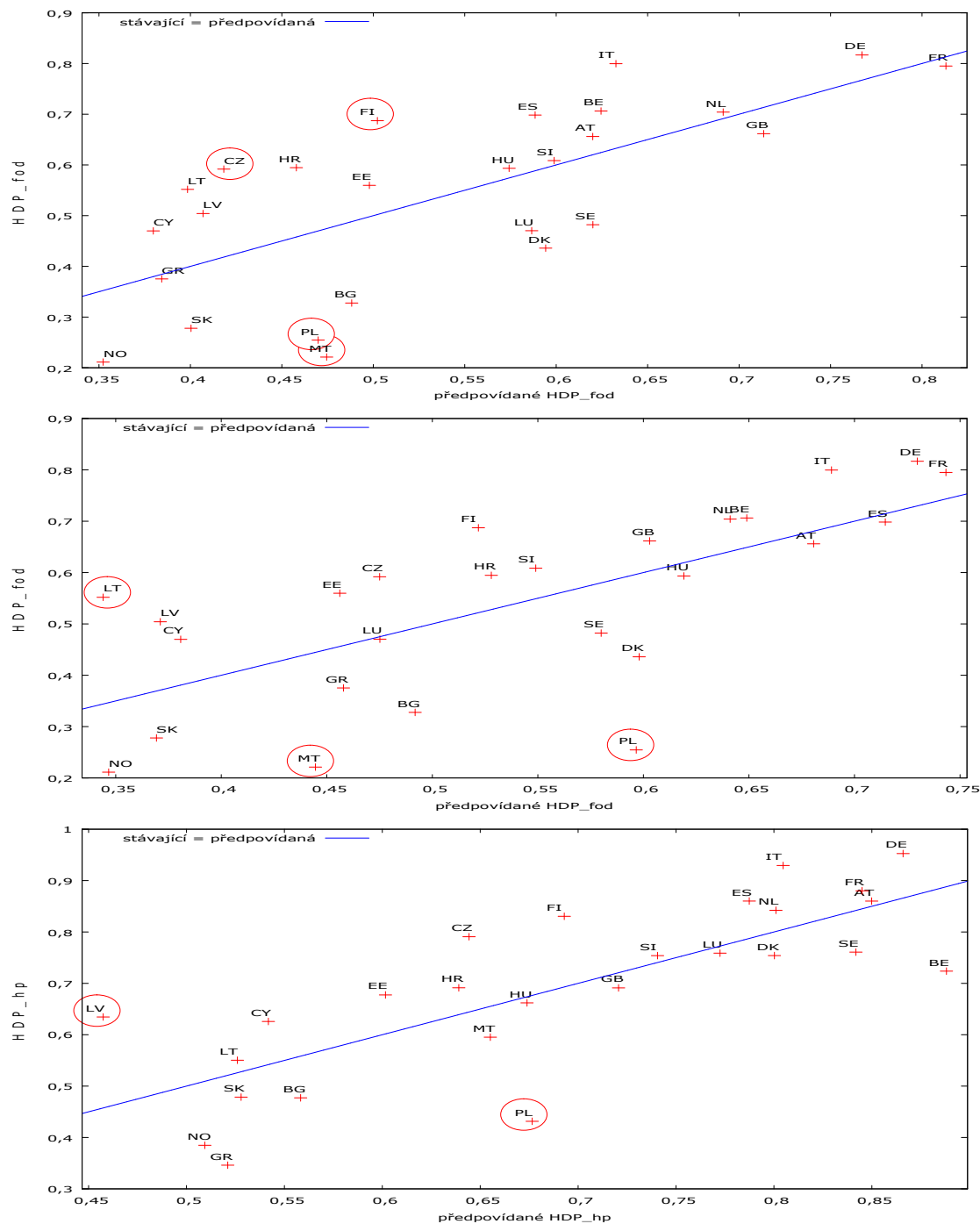
E Vstupní data regresí pro regresandy sq_sq_IPP_fod, sq_sq_IPP_hp a sq_sq_IPP_bk

Tab. 23 Vstupní data 3 regresandů IPP a 11 regresorů (2001–2014), zdroj: vlastní výpočty

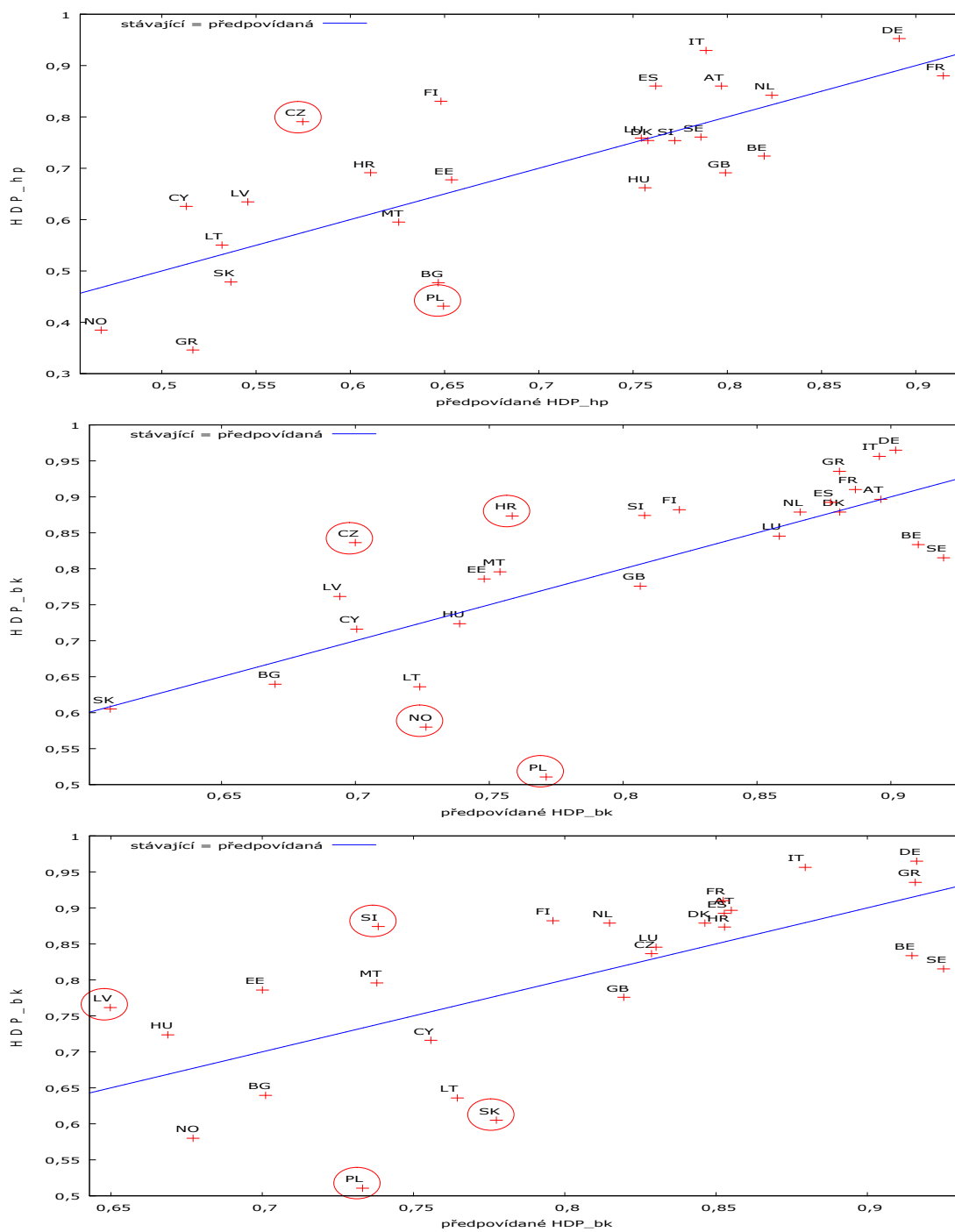
	sq_sq_IPP_fod	sq_sq_IPP_hp	sq_sq_IPP_bk	GL	OPEN_ex,im	OPEN_ex	HICP_sm	DUM_sm	KURZ_sm	FDI_m	INVEST/HDP_sm	TUR-IST	dum_JA_ZYK	dum_HRANICE
AT	0,30	0,81	0,92	0,84	1,03	0,54	8,46	0,99	2,80	1197	2,51	16,53	1	6
BE	0,50	0,69	0,81	0,94	1,58	0,81	9,13	0,87	3,44	-54991	4,22	15,07	3	4
BG	0,24	0,57	0,69	0,70	1,22	0,55	22,99	1,20	4,83	-29627	10,86	14,77	0	2
CY	0,01	0,01	0,04	0,44	0,93	0,45	9,87	1,12	4,22	-4953	10,46	14,31	1	0
CZ	0,30	0,81	0,92	0,87	1,37	0,71	9,64	1,16	13,06	-78819	3,75	16,16	0	4
DE	0,92	0,96	1,00	0,89	0,83	0,44	7,07	1,14	4,38	232717	2,53	17,92	1	8
DK	0,06	0,41	0,60	0,80	0,98	0,52	7,96	1,20	3,80	36438	2,28	15,47	0	1
EE	0,33	0,69	0,81	0,66	1,61	0,78	19,10	1,42	4,10	-7696	6,98	13,64	0	1
ES	0,52	0,75	0,89	0,80	0,57	0,28	10,77	0,78	3,64	-10829	3,30	18,02	0	1
FI	0,39	0,75	0,81	0,65	0,81	0,43	8,21	1,07	4,78	28366	4,09	15,65	1	2
FR	0,85	0,96	0,96	0,83	0,54	0,27	7,46	0,90	4,07	325840	1,40	18,46	1	5
GB	0,47	0,78	0,96	0,76	0,54	0,26	10,99	1,18	9,73	378254	1,40	17,41	1	0
GR	0,02	0,07	0,19	0,43	0,54	0,22	12,00	5,54	4,83	1522	6,12	16,23	1	1
HR	0,01	0,16	0,43	0,57	0,88	0,41	11,66	1,23	3,65	-19945	14,71	16,05	0	2
HU	0,50	0,85	0,96	0,86	1,61	0,82	21,15	1,12	5,69	-47821	4,47	15,65	0	4
IT	0,78	0,96	1,00	0,83	0,53	0,27	9,15	0,70	4,30	64330	1,75	17,54	0	3
LT	0,01	0,13	0,45	0,57	1,32	0,65	17,04	2,71	5,93	-7604	6,17	13,55	0	2
LU	0,19	0,45	0,69	0,75	3,04	1,64	11,22	1,12	2,56	9246	5,93	12,27	2	3
LV	0,17	0,52	0,78	0,47	1,14	0,52	24,64	2,65	4,92	-7452	9,23	13,48	0	2
MT	0,07	0,27	0,63	0,58	1,64	0,82	9,99	0,80	3,71	-5067	7,92	13,80	1	1
NL	0,07	0,28	0,57	0,75	1,38	0,73	7,35	1,03	3,20	191273	3,08	16,33	1	2
NO	0,00	0,00	0,00	0,31	0,72	0,43	7,29	1,42	5,57	34879	2,56	14,61	0	2
PL	0,11	0,47	0,75	0,81	0,78	0,38	11,72	1,65	7,46	107392	1,82	16,80	0	3
SE	0,45	0,85	0,96	0,85	0,91	0,49	6,79	1,16	5,77	24599	1,69	14,68	1	2
SI	0,55	0,85	0,92	0,83	1,31	0,66	12,62	1,38	1,61	-4382	3,28	13,84	0	4
SK	0,19	0,20	0,33	0,87	1,64	0,83	13,26	1,39	17,67	-35234	4,56	14,87	0	4

Pozn.: červené hodnoty představují doplněné chybějící údaje (nejčastěji průměr).
Hodnoty regresandů jsou již přepočteny na čtvrté mocniny.

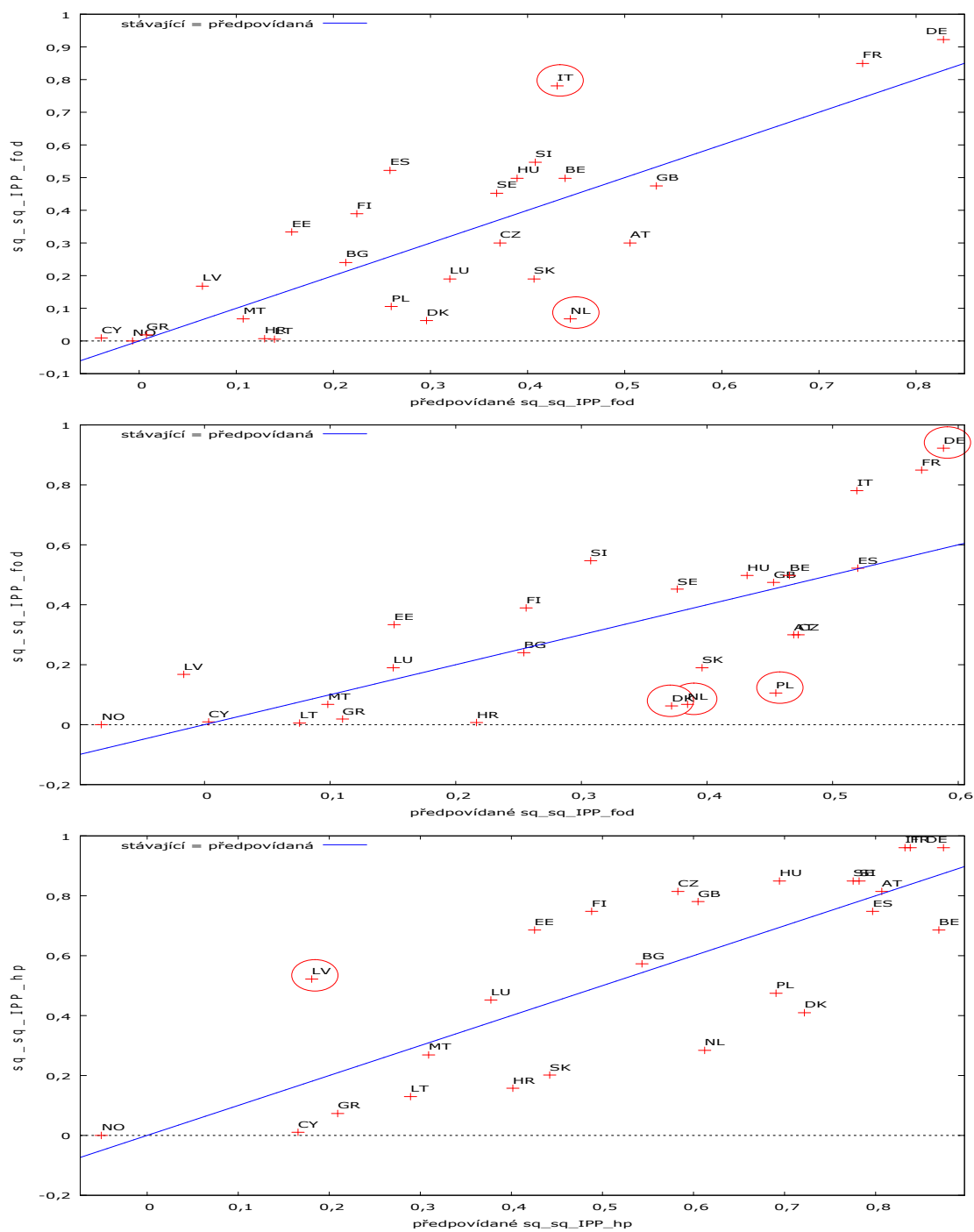
F Vyrovnané a skutečné hodnoty vícerozměrných regresí



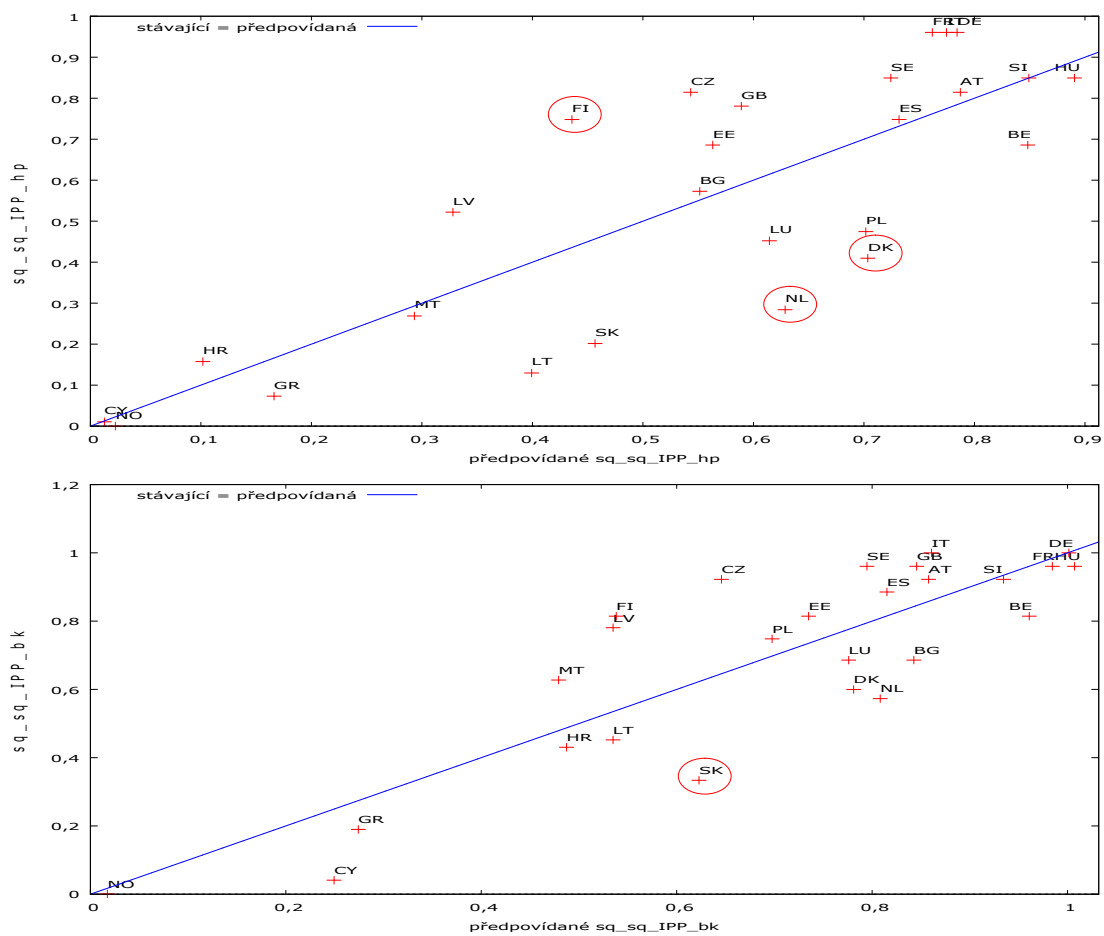
Obr. 19 Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 1–3 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty. Pozn.: Červeně jsou zakroužkovány země nejvíce vzdálené od regresní přímky.



Obr. 20 Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 4–6 podle tab. 20, zdroj; vlastní výpočty. Pozn.: Červeně jsou zakroužkovány země nejvíce vzdálené od regresní přímky.



Obr. 21 Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 7–9 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty. Pozn.: Červeně jsou zakroužkovány země nejvíce vzdálené od regresní přímky.



Obr. 22 Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 10 a 11 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty. Pozn.: Červeně jsou zakroužkovány země nejvíce vzdálené od regresní přímky.

G Vývoj GL indexu za období 1995–2013

Tab. 24 GL index pro všech 26 zkoumaných zemí včetně souhrnného průměru, zdroj: vlastní výpočty

	19-95	19-96	19-97	19-98	19-99	20-00	20-01	20-02	20-03	20-04	20-05	20-06	20-07	20-08	20-09	20-10	20-11	20-12	20-13
AT	0,80	0,79	0,79	0,81	0,81	0,81	0,84	0,86	0,84	0,82	0,82	0,84	0,84	0,83	0,83	0,84	0,85	0,86	0,88
BE	0,90	0,91	0,90	0,91	0,91	0,90	0,94	0,95	0,95	0,95	0,95	0,93	0,92	0,92	0,94	0,93	0,93	0,93	0,93
BG	0,70	0,77	0,74	0,70	0,69	0,69	0,70	0,66	0,67	0,68	0,67	0,66	0,66	0,68	0,74	0,76	0,75	0,75	0,76
CY	0,51	0,40	0,23	0,22	0,31	0,45	0,43	0,28	0,41	0,37	0,39	0,49	0,57	0,45	0,45	0,47	0,51	0,45	0,40
CZ	0,77	0,78	0,81	0,86	0,89	0,90	0,91	0,91	0,91	0,92	0,91	0,89	0,86	0,85	0,83	0,83	0,82	0,83	0,83
DE	0,86	0,86	0,87	0,88	0,87	0,87	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88	0,87	0,88	0,91	0,90	0,90	0,92	0,92
DK	0,72	0,74	0,73	0,74	0,76	0,76	0,79	0,77	0,79	0,79	0,76	0,76	0,78	0,82	0,85	0,83	0,84	0,79	0,80
EE	0,59	0,59	0,53	0,54	0,58	0,69	0,75	0,64	0,68	0,63	0,65	0,56	0,55	0,61	0,70	0,70	0,71	0,66	0,70
ES	0,86	0,85	0,83	0,82	0,79	0,79	0,77	0,77	0,76	0,76	0,74	0,75	0,76	0,81	0,84	0,85	0,88	0,88	0,88
FI	0,54	0,58	0,57	0,60	0,62	0,63	0,60	0,60	0,65	0,62	0,64	0,66	0,67	0,70	0,73	0,65	0,63	0,62	0,63
FR	0,88	0,89	0,89	0,89	0,88	0,88	0,88	0,87	0,87	0,86	0,84	0,85	0,84	0,83	0,81	0,81	0,80	0,79	0,80
GB	0,88	0,88	0,86	0,87	0,86	0,84	0,82	0,79	0,77	0,76	0,78	0,78	0,76	0,76	0,76	0,76	0,76	0,72	0,71
GR	0,46	0,44	0,43	0,41	0,39	0,39	0,40	0,38	0,39	0,35	0,36	0,39	0,38	0,40	0,41	0,49	0,57	0,58	0,55
HR	0,58	0,56	0,51	0,53	0,58	0,59	0,57	0,53	0,54	0,57	0,54	0,54	0,53	0,51	0,58	0,63	0,64	0,63	0,65
HU	0,79	0,79	0,83	0,85	0,89	0,90	0,86	0,86	0,87	0,87	0,86	0,87	0,87	0,88	0,82	0,82	0,84	0,86	0,85
IT	0,81	0,81	0,80	0,81	0,82	0,82	0,82	0,80	0,81	0,81	0,83	0,85	0,84	0,85	0,84	0,83	0,84	0,86	0,86
LT	0,56	0,55	0,51	0,56	0,58	0,58	0,52	0,49	0,51	0,53	0,52	0,50	0,55	0,53	0,72	0,64	0,60	0,60	0,72
LU	X	X	X	X	0,66	0,72	0,73	0,74	0,82	0,81	0,79	0,77	0,76	0,69	0,79	0,68	0,66	0,73	0,74
LV	0,42	0,39	0,44	0,46	0,51	0,44	0,42	0,44	0,44	0,38	0,38	0,33	0,32	0,36	0,51	0,55	0,65	0,64	0,68
MT	X	X	X	0,47	X	0,49	0,59	0,47	0,47	0,49	0,61	0,58	0,57	0,73	0,63	0,68	0,65	0,52	0,57
NL	0,82	0,82	0,81	0,81	0,80	0,78	0,77	0,79	0,79	0,78	0,76	0,76	0,77	0,75	0,74	0,73	0,72	0,72	0,72
NO	0,40	0,39	0,36	0,43	0,42	0,34	0,34	0,33	0,32	0,29	0,30	0,30	0,31	0,29	0,32	0,34	0,32	0,32	0,31
PL	0,71	0,65	0,65	0,64	0,68	0,73	0,75	0,75	0,77	0,78	0,77	0,79	0,80	0,81	0,86	0,86	0,85	0,85	0,85
SE	0,82	0,83	0,83	0,86	0,88	0,86	0,85	0,84	0,86	0,87	0,86	0,89	0,87	0,88	0,86	0,85	0,84	0,82	0,82
SI	0,80	0,81	0,80	0,82	0,80	0,81	0,81	0,84	0,84	0,79	0,80	0,80	0,82	0,81	0,85	0,84	0,85	0,86	0,85
SK	0,73	0,76	0,79	0,90	0,87	0,89	0,88	0,87	0,84	0,84	0,88	0,92	0,89	0,89	0,83	0,85	0,85	0,85	0,88
Prům 26	0,71	0,70	0,69	0,70	0,71	0,71	0,72	0,70	0,71	0,70	0,70	0,71	0,71	0,71	0,74	0,74	0,74	0,73	0,74

Pozn.: červené křížky představují nedostupná data.

H Seznam obrázků

Obr. 1	Dokonalá korelace i přes nedokonalou podobnost ekonomik, zdroj: Najman (2012, s. 24).	25
Obr. 2	Přínosy členství v měnové unii z hlediska dvou klíčových OCA charakteristik, zdroj: Mongelli (2002, s. 27), upraveno.	28
Obr. 3	Model GG–LL, tradiční a alternativní pohled, zdroj: Fidrmuc, (2001, s. 10).	32
Obr. 4	Konvergence zemí k eurozóně v čase, HDP a IPP, metody FOD a HP filtr, zdroj: vlastní výpočty	52
Obr. 5	Dendrogram podobnosti analyzovaného vzorku zemí, vstupní data cyklický HDP metodou HP filtru, zdroj: vlastní výpočty	53
Obr. 6	Korelační koeficienty v závislosti na detrendovacích technikách: FOD, filtry HP a BK, zdroj: vlastní výpočty	54
Obr. 7	Hospodářský cyklus ČR identifikovaný metodami FOD, filtry HP a BK, vstupní řady HDP a IPP, zdroj: vlastní výpočty	55
Obr. 8	Dokonalá korelace mezi hospodářskými cykly eurozóny, Itálie a Německa, ukazatel IPP, filtr BK, zdroj: vlastní výpočty	57
Obr. 9	Testování heteroskedasticity: graf reziduí, zdroj: vlastní výpočty	73
Obr. 10	Testování normality: reziduální Q-Q plot a histogram, zdroj: vlastní výpočty	74
Obr. 11	GL index první úrovně SITC za období 1995–2013 pro vybrané země, zdroj: vlastní výpočty	78
Obr. 12	Cyklické komponenty HDP (1994–2014) a IPP (2001–2014), techniky FOD, HP a BK filtr zdroj: vlastní výpočty	95
Obr. 13	X-Y diagramy, regresand HDP_fod, zdroj: vlastní výpočty	97
Obr. 14	X-Y diagramy, regresand HDP_hp, zdroj: vlastní výpočty	97
Obr. 15	X-Y diagramy, regresand HDP_bk, zdroj: vlastní výpočty	98
Obr. 16	X-Y diagramy, regresand sq_sq_IPP_fod, zdroj: vlastní výpočty	98

Obr. 17	X-Y diagramy, regresand sq_sq_IPP_hp, zdroj: vlastní výpočty	99
Obr. 18	X-Y diagramy, regresand sq_sq_IPP_bk, zdroj: vlastní výpočty	99
Obr. 19	Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 1–3 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty.	102
Obr. 20	Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 4–6 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty.	103
Obr. 21	Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 7–9 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty.	104
Obr. 22	Grafy vyrovnaných a skutečných hodnot vícerozměrných regresí 10 a 11 podle tab. 20, zdroj: vlastní výpočty.	105

I Seznam tabulek

Tab. 1	Srovnání studií Artis, Zhangová (1997, 1999) a Inklaar, de Haan (2000), zdroj: Inklaar, de Haan (2000, s. 6).	37
Tab. 2	Výsledky osmi jednoduchých odhadů OLS pro tři zkoumané transmisní kanály, zdroj: Otto, Voss a Willard (2001, s. 17).	40
Tab. 3	Výsledky vícerozměrných regresí, zdroj: Otto, Voss a Willard (2001, s. 37).	43
Tab. 4	Korelační koeficienty cyklických komponent HDP (1994–2014) a IPP (2001–2014) mezi 27 zeměmi a eurozónou. Techniky FOD, filtry HP a BK, zdroj: vlastní výpočty	55
Tab. 5	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná GL, zdroj: vlastní výpočty	60
Tab. 6	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná OPEN_ex,im, zdroj: vlastní výpočty	61
Tab. 7	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná OPEN_ex, zdroj: vlastní výpočty	62
Tab. 8	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná HICP_sm, zdroj: vlastní výpočty	63
Tab. 9	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná DUM_sm, zdroj: vlastní výpočty	64
Tab. 10	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná KURZ_sm, zdroj: vlastní výpočty	65
Tab. 11	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná FDI_m, zdroj: vlastní výpočty	66
Tab. 12	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná INVEST/HDP_sm , zdroj: vlastní výpočty	66
Tab. 13	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná TURIST, zdroj: vlastní výpočty	67
Tab. 14	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná dum_JAZYK, zdroj: vlastní výpočty	68

Tab. 15	Jednoduché regrese, nezávislá proměnná dum_HRANICE, zdroj: vlastní výpočty	69
Tab. 16	Vícerozměrná regrese, závislá proměnná HDP_fod, zdroj: vlastní výpočty	71
Tab. 17	Testování multikolinearity: korelační matice mezi 11 regresory, zdroj: vlastní výpočty	72
Tab. 18	Testování multikolinearity: hodnoty VIF, zdroj: vlastní výpočty	72
Tab. 19	Testování multikolinearity: analýza hlavních komponent, zdroj: vlastní výpočty	73
Tab. 20	Shrnutí vícerozměrných regresí, zdroj: vlastní výpočty	75
Tab. 21	Agregátní dummy proměnná společného jazyka dum_JAZYK, zdroj: vlastní výpočty	96
Tab. 22	Vstupní data 3 regresandů HDP a 11 regresorů (1994–2014), zdroj: vlastní výpočty	100
Tab. 23	Vstupní data 3 regresandů IPP a 11 regresorů (2001–2014), zdroj: vlastní výpočty	101
Tab. 24	GL index pro všech 26 zkoumaných zemí včetně souhrnného průměru, zdroj: vlastní výpočty	106

J Seznam zkratk

BK filtr	Baxter Kingův filtr
CEECs	Země střední a východní Evropy
ČNB	Česká národní banka
ECB	Evropská centrální banka
ECU	Evropská měnová jednotka
EK	Evropská komise
EMS	Evropský měnový systém
EMU	Hospodářská a měnová unie, země EU platící eurem
ERM	Evropský mechanismus směnných kurzů
FDI	Přímé zahraniční investice
FOD	Logaritmická diference prvního řádu
GL index	Grubel-Lloyd index
HDP	Hrubý domácí produkt
HICP	Harmonizovaný index spotřebitelských cen
HP filtr	Hodrick-Prescottův filtr
ICT	Informační a komunikační technologie
IPP	Index průmyslové produkce
MFČR	Ministerstvo financí ČR
MMF	Mezinárodní měnový fond
NBER	The National Bureau of Economic Research
OCA	Optimální měnová oblast
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
OLS	Metoda nejmenších čtverců
PIGS	Portugalsko, Itálie, Řecko a Španělsko
PIIGS	Portugalsko, Itálie, Irsko, Řecko a Španělsko
SITC	Standardní mezinárodní klasifikace zboží

Použité zkratky zemí a oblastí:

AT	Rakousko	EU	Evropská unie	LV	Lotyšsko
BE	Belgie	FI	Finsko	MT	Malta
BG	Bulharsko	FR	Francie	NL	Nizozemí
CY	Kypr	GB	Velká Británie	NO	Norsko
CZ	ČR	GR	Řecko	PL	Polsko
DE	Německo	HR	Chorvatsko	SE	Švédsko
DK	Dánsko	HU	Maďarsko	SI	Slovinsko
EA	Eurozóna	IT	Itálie	SK	Slovensko
EE	Estonsko	LT	Litva	US	Spojené státy americké
ES	Španělsko	LU	Lucembursko		