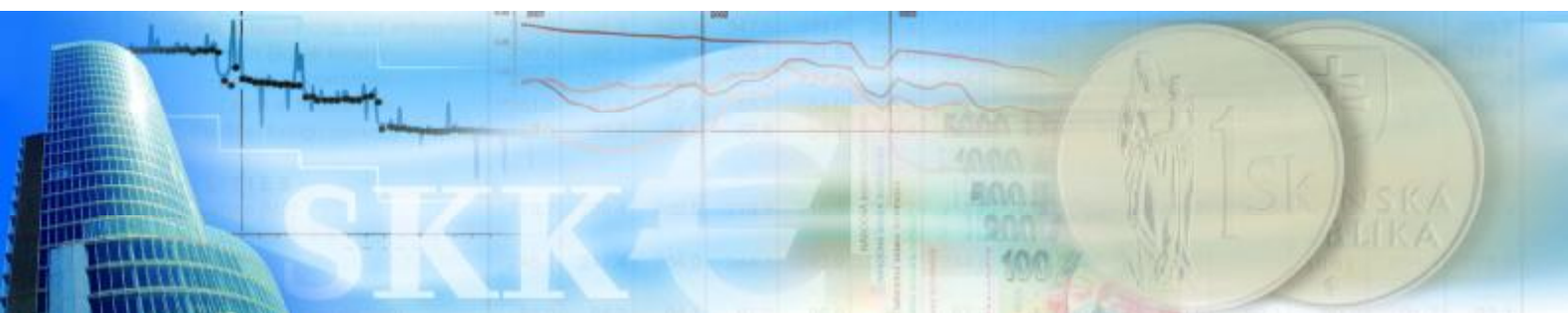




NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA

Sandra Tatierská

DYNAMIKA ULC KRAJÍN EUROZÓNY A SR Z DLHODOBÉHO HĽADISKA



Výskumná štúdia
6/2008

© Národná banka Slovenska

<http://www.nbs.sk/>

Imricha Karvaša 1

813 25 Bratislava

research@nbs.sk

október 2008

ISSN: 1337 - 5830

Práca neprešla jazykovou úpravou.

Prezentované názory a výsledky v tejto štúdii sú názormi autorov a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Všetky práva vyhradené.

Krátke časti textu, nie viac ako dva odseky, môžu byť citované bez predchádzajúceho súhlasu autorov, pokiaľ bude úplne uvedený zdroj.



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA

Výskumná štúdia 6/2008

Dynamika ULC krajín eurozóny a SR z dlhodobého hľadiska

Sandra Tatierská
Odbor výskumu NBS
sandra.tatierska@nbs.sk

Abstrakt

V tejto štúdii sme sa zaoberali schopnosťou konvergence národných nominálnych jednotkových nákladov práce krajín eurozóny k váženému priemeru HMÚ a v prípade SR aj k váženému priemeru V4. Skúmali sme kointegráciu medzi individuálnymi a priemernými nominálnymi ULC indexmi cez statické (OLS) a dynamické (VEC) testovania a odhady. Takmer u všetkých krajín, vrátane SR, môžeme hovoriť o významnosti kointegrácie na základe absolútnej konvergence národných nominálnych ULC k rovnováhe, vychádzajúc zo vzťahu hlavne s váženým priemerom eurozóny. Všeobecne by pri významnej konvergencii síce boli možné rôzne hladiny nominálnych ULC, ale nie dlhodobé rozdiely v ich vývoji, čo je dôležité kritérium na udržanie konkurencieschopnosti krajiny, ktorá už nemôže využiť kurzový mechanizmus.

Kľúčové slová: ULC, konkurencieschopnosť, konvergencia, kointegrácia, VEC
JEL klasifikácia: C22, F15, J30

Recenzent: Juraj Valachy

Voľne prístupné na <http://www.nbs.sk/PUBLIK>

° Poďakovanie za cenné rady, postrehy a názory patrí Ľudovítovi Ódorovi, Jurajovi Valachymu, Martinovi Šustrovi, Matúšovi Senajovi, Františkovi Hajnovičovi a ostatným kolegom z odboru výskumu NBS.

Obsah

1	ÚVOD.....	4
2	LITERATÚRA.....	6
3	METODIKA A POUŽITÉ ÚDAJE.....	7
4	TESTOVANIE A VÝSLEDKY.....	10
4.1	Stacionarita.....	10
4.2	Statické kointegračné testovanie.....	11
4.3	VEC-modely s dvoma premennými.....	15
4.3.1	Sektor podnikania bez poľnohospodárstva.....	16
4.3.2	Sektor trhových služieb.....	19
4.3.3	Sektor spracovateľského priemyslu.....	20
4.3.4	Sektor celého hospodárstva.....	22
5	ZÁVER.....	23
	ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY.....	26
	PRÍLOHA.....	28

1 Úvod

Jednotkové náklady práce (ďalej ULC) sú nielen ukazovateľom kvality hospodárskeho rastu, ale aj dôležitým indikátorom konkurencieschopnosti individuálnej krajiny. V nominálnom vyjadrení dávajú do súvislosti bežné náklady na pracovnú silu k jednotke vyprodukovaného reálneho outputu, čím nám sprostredkovávajú obraz o cenovom vývoji v mzdovej oblasti. To znamená, že ak daný ukazovateľ stúpa, rastú náklady na pracovnú silu rýchlejšie ako samotná produkcia. Ak tento rast platí aj v prípade medzinárodného porovnávania, krajina s vyšším prírastkom ULC má nevýhodnejšiu exportnú pozíciu voči obchodným partnerským krajinám, pre jej vyššie mzdové náklady ako má konkurencia. Dlhodobé pretrvávanie danej situácie v krajine bez kurzového mechanizmu vedie k tlakom na infláciu, reálny výmenný kurz sa neustále zhodnocuje a pri strate konkurencieschopnosti krajiny sa nakoniec oslabuje jej hospodársky rast celkovo. Divergencia národných ULC z dlhodobého hľadiska teda so sebou prináša reálne hospodárske náklady.

Krajiny eurozóny, ktoré po zavedení spoločnej meny implementovali efektívnu mzdovú politiku a vedeli správne nasmerovať investície (akou bola napríklad práve kľúčová krajina Nemecko), si dokázali svoju konkurencieschopnosť v čase vylepšiť vďaka nižšiemu rastu nominálnych nákladov na prácu relatívne k ostatným krajinám HMÚ. Týmto spôsobom znevýhodnili pozíciu importujúcich krajín z eurozóny, ktoré už nemohli zareagovať devalváciou domácej meny pri nadpriemerných rastoch nominálnych ULC aby podporili svoju exportnú činnosť. A v súčasnosti trpia pre neustále sa zhodnocujúci reálny výmenný kurz stratou konkurencieschopnosti (sú to hlavne južné krajiny ako Španielsko, Taliansko, Grécko a Portugalsko). D. Choyleva (2008) pri analýze konkurencieschopnosti Španielska zistila, že ak chce eurozóna v budúcnosti rásť skôr v smere konvergenzie ako divergencie sú potrebné vyššie úrokové sadzby, vyššia mzdová inflácia v Nemecku a nižšie reálne mzdy v Španielsku.

Treba podotknúť, že sila automatických stabilizátorov na eliminovanie spôsobených divergencií v eurozóne všeobecne oslabla aj pre rôznorodosť daňových systémov a odvodových reforiem v poistení v nezamestnanosti, a preto prispôsobovanie sa jednotlivých krajín späť smerom k rovnováhe sa uskutočňuje s markantným časovým oneskorením. V súčasnosti sa do popredia dostáva diskusia o zavedení jednotných európskych daní a odvodov na poistenie v nezamestnanosti, na podporu zmiernenia výkyvov v ekonomických cykloch. Príkladom sú Spojené štáty americké (USA), ktoré cez tento mechanizmus dokázali stlmiť 15 až 20 percent regionálnych konjunkturných divergencií. (Schwarzer D., 2007)

Problémy s nadpriemernými rastami jednotkových nákladov práce po zavedení spoločnej meny mali hlavne dobiehajúce ekonomiky južnej HMÚ. Na základe Balassa-Samuelsonovej hypotézy (ďalej BS-hypotéza) by nižšia konkurencieschopnosť týchto krajín ako Taliansko, Španielsko, Grécko alebo Portugalsko mohla byť vysvetlená cez snahu zvyšovania produktivity v priemyselnom sektore. Tento sektor by mal byť zároveň hlavným zdrojom mzdovej inflácie a nadpriemerného rastu nominálnych jednotkových nákladov práce všeobecne, pretože rast nominálnych miezd v obchodovateľnom sektore bude vytvárať tlak na vyšší rast miezd v neobchodovateľnom sektore (za predpokladu dostatočnej mobility pracovnej sily). No a pri dostatočnej konkurencii sa tento zvýšený rast odzrkadlí aj na raste cien produktov neobchodovateľného sektora. Keďže vieme, že koncept parity kúpnej sily (ďalej PKS) pre tento sektor neplatí znamená to, že v najbližších obdobiach bude divergencia

od alebo konvergencia k inflačnému trendu eurozóny závisieť aj od vývoja nominálnych miezd v sektore trhových služieb, ktorý tvorí v priemere približne 34% z celkového HDP. BS-hypotézu však vyvracia fakt, že spomenuté štyri krajiny ostávajú v porovnaní s ostatnými krajinami eurozóny na posledných priečkach v úrovni produktivity obchodovateľného sektoru a len veľmi pomaly sa približujú k úrovniam svojich susedov v eurozóne kvôli podpriemerným rastom. Popri tom majú problémy s rýchlejšie narastajúcimi nákladmi na prácu a v prípade nepotvrdenia kointegrácie s eurozónou, predpokladáme ohrozenie stability HMÚ, ak bude i naďalej dynamika ULC daných krajín nadväzovať na ich súčasný vývoj.

Všeobecne by mali divergencie v správne fungujúcich trhových ekonomikách, či z krátkodobého alebo dlhodobého hľadiska teoreticky zmiznúť. Poznáme práve dva trhové mechanizmy, ktoré určujú schopnosť prispôsobovania sa jednotlivej krajiny novým podmienkam na trhu a to reálnu úrokovú sadzbu a už spomínaný reálny výmenný kurz. Na jednej strane pre dobiehajúcu krajinu, akou je i SR, s vyššou infláciou pri stabilnej nominálnej úrokovej miere to znamená znižovanie reálnej úrokovej sadzby, ktoré podporí nárast investícií a spotreby. No na strane druhej zhodnotenie reálneho výmenného kurzu má vplyv na zhoršenie exportnej pozície danej krajiny, čo zo strednodobého a dlhodobého hľadiska implikuje zníženie zahraničného dopytu po domácich produktoch a nižší rast HDP všeobecne. A ako podotkli Dullien a Fritsche (2007) dlhodobý pozitívny efekt nadpriemernej inflácie nebude stačiť na kompenzáciu negatívneho dopadu straty konkurencieschopnosti krajiny.

Naším cieľom bolo preto zistiť, či rozdielnosť v dynamike ULC na národnej úrovni spôsobuje dlhodobú divergenciu alebo či ide len o krátkodobý problém. Pri potvrdení konvergencie by síce boli možné rôzne hladiny nominálnych ULC ale nie dlhodobé rozdiely v ich vývoji, čo je dôležité kritérium na udržanie konkurencieschopnosti krajiny, ktorá už nemôže využiť kurzový mechanizmus. V našej štúdiu sa budeme snažiť všeobecne priblížiť prístupy k zisťovaniu dlhodobej konvergencie alebo divergencie logaritmovaných nominálnych ULC indexov (ďalej ULCI) pomocou statického kointegračného testovania cez OLS a dynamického VEC-modelu s dvoma premennými. Konkrétne sme testovali vzťahy medzi národnými jednotkovými nákladmi práce krajín HMÚ a váženým priemerom eurozóny a v prípade krajín V4, vrátane SR sme analyzovali aj konvergenciu k váženému priemeru V4. Pracovali sme s kvartálnymi údajmi pre nasledovných 6 hospodárskych sektorov: sektor podnikania bez poľnohospodárstva, sektor výstavby, trhových služieb, priemyslu, spracovateľského priemyslu a celého hospodárstva. Všeobecne naša štúdia poskytne detailnejšie zhodnotenie konvergencie v individuálnych sektoroch na rozdiel od iných štúdií (Dullien S. a Fritsche U., 2007; Gabrisch H., 2007), ktoré pozorovali len sektor celého hospodárstva na báze ročných údajov a sústredili sa výhradne na krajiny HMÚ a USA.

Na základe našich výsledkov bolo pozitívnym zistením, že sme skoro u všetkých nami pozorovaných krajín eurozóny a V4, zaznamenali signifikantnosť kointegrácie pri predpoklade absolútnej konvergencie národných nominálnych ULCI k rovnováhe, vychádzajúc zo vzťahu hlavne s váženým priemerom eurozóny. To znamená, že by sme mohli v budúcnosti očakávať i naďalej znižovanie divergencii medzi národnými ULC a eurozónou za predpokladu, že ich vzájomná dynamika bude naďalej nadväzovať na ich vývoj ex post.

Štúdia je celkovo rozdelená do piatich častí. Jednotlivé prístupy k zisťovaniu dlhodobej konvergencie či divergencie sú popísané v druhej a tretej kapitole. Konkrétne výsledky budeme prezentovať v štvrtej a záverečnej časti našej práce, s dôrazom na vplyvy zavedenia

eura v krajinách eurozóny a možné dôsledky, ktoré zo zistení vyplývajú pre SR a jej vstupu do eurozóny v roku 2009.

2 Literatúra

Všeobecne je známe, že mnoho makroekonomických premenných je nestacionárnych, $I(1)$, ako to je i v prípade ULCI alebo CPI. Šok v takýchto prípadoch má permanentný efekt na ich hodnotu a teoretická autokorelácia sa pohybuje v nekonečnom čase smerom k jednotke. Medzi nestacionárnymi premennými vzniká kointegrácia len vtedy, ak odhadnuté reziduály sú stacionárne v ich základnom tvare, $I(0)$, s nulovým priemerom, rozptyl je konečný a autokorelácia má klesajúcu tendenciu smerom od jednotky nadol a je tiež konečná. Kointegrácia znamená, že lineárnou kombináciou dvoch nestacionárnych premenných vzniká stacionárny vzťah. (Engle a Granger, 1987)

Zaoberali sme sa otázkou, či použiť panelové alebo individuálne odhady. Treba podotknúť, že obyčajné panelové kointegračné odhady predpokladajú, že priemer alebo trend a krátkodobé dynamiky sa môžu líšiť, avšak vzťahy z dlhodobého hľadiska sú pre všetky krajiny spoločné. Je tu však veľká pravdepodobnosť, že každá krajina bude mať individuálny proces dobiehania. (Breitung, 2005) Rôzne testovania spoločného alebo individuálneho prispôsobovania sa priblížime neskôr.

Barro a Sala-i-Martin (1991) definovali dva koncepty konvergenencie smerom k rovnovážnemu stavu a to koncept β -konvergenencie a σ -konvergenencie, ktoré budeme v rámci našej práce skúmať. Koncept β -konvergenencie definuje konvergenciu časových radov k priemeru. Jej rýchlosť odhadnutá cez vector error correction (VEC) model bude v našej štúdií definovaná cez symboly γ_y alebo γ_x . Na druhej strane koncept σ -konvergenencie implikuje znižovanie rozptylu v čase. To znamená, že ak sa vyskytnú nejaké šoky zvýši sa rozptyl v odhadnutých chybách, čo má za následok zvýšenie σ nad jej obvyklú hodnotu, ktorá by v čase mala konvergovať späť k jej rovnovážnemu stavu.

Treba spomenúť aj rozdiel medzi absolútnou a relatívnou konvergenciou. Za predpokladu absolútnej konvergenencie by skonvergovali ULC indexy priamo k váženému priemeru eurozóny či V4, čo znamená z dlhodobého hľadiska úplnú elimináciu ich vzájomných odlišností. Na druhej strane relatívna konvergencia národných ULCI k rovnováhe znamená, že ULC indexy danej krajiny budú konštantne vzdialené od rovnováhy, čo by mohlo prehĺbiť podozrenie o neschopnosti krajiny v čase efektívne reagovať na šoky a zároveň podporí predpoklad pretrvávajúcich rastových rozdielov daných ukazovateľov.

Keďže budeme testovať kointegráciu len medzi dvoma endogénnymi premennými, tak môžeme použiť dvojkrovový odhad podľa metodiky Engle a Grangera (1987), pretože predpokladáme maximálne jeden kointegračný vzťah k dvom kointegračným vektorom. Pokým sú odhadnuté chyby nekorelované môže byť koeficient kointegrácie efektívne odhadnutý cez OLS regresie pre každú krajinu zvlášť. V prípade absolútnej konvergenencie či relatívnej konvergenencie by tento koeficient mal konvergovať smerom k jednotke.

Okrem už spomenutého statického prístupu sme k zisťovaniu významnosti a charakteru konvergenencie zadefinovali ešte aj dynamický VEC-model, ktorého základom je práve predpoklad kointegrácie. Hlavnou funkciou VEC-modelu je zmiernenie výkyvov od rovnováhy počas jednej periódy v tej nasledujúcej. Pre systém dvoch premenných typický

VEC-model by bol definovaný zmenami v jednej premennej relatívne k odchýlkam od rovnováhy v minulosti ako aj zmenám v oboch premenných.

Inšpiráciu sme čerpali zo štúdie autorov Dulliena a Fritscheho (2007) z Nemeckého inštitútu pre hospodársky výskum, ktorí skúmali rozptyl ročných ULC indexov v rámci krajín eurozóny a porovnávali ich s rozptylom regiónov v rámci Nemecka a USA. Zistili, že veľkosť rozptylu sa po prijatí eura v rámci krajín eurozóny všeobecne zmenšila, no naďalej ostáva vyššia v porovnaní s Nemeckom alebo USA. Skúmali taktiež kointegračné vzťahy vyplývajúce z konvergencie k priemeru a rýchlosť prispôsobovania sa smerom k rovnováhe. Ich ďalším zistením bolo, že sa táto rýchlosť v rámci eurozóny zlepšila, ale napriek tomu bola nižšia ako v USA alebo Nemecku. Krajiny eurozóny mali skôr tendenciu sa prispôbovať v čase zmenám v hodnotách priemeru eurozóny ako opačne. Rozdiel medzi našou štúdiou a ich bude hlavne ten, že používame kvartálne údaje, tým pádom disponujeme vyšším počtom pozorovaní po zavedení eura. Taktiež sme využili aj sektorové údaje o ULC indexoch, čo nám poskytne detailnejšie zhodnotenie situácie, či v rámci HMÚ alebo V4.

3 Metodika a použité údaje

V našej štúdii sme pracovali s kvartálnymi údajmi nominálnych jednotkových nákladov práce za obdobie 1990Q3-2007Q2 čerpaných z databázy OECD. ULC sú v indexovej forme (2000=100), sezónne očistené a majú nasledovný tvar:

$$ULCI_t = \left[\left(\frac{\text{Kompenzácia zamestnancov}_t}{\text{Odpracované hodiny zamestnanca}_t} \cdot \frac{\text{HDP v stálych cenách}_t}{\text{Odprac. hod. zamestnanosti}_t} \right) \cdot \left(\frac{\text{Komp. zamestnancov}_{2000}}{\text{Odprac. hod. zamestnanca}_{2000}} \cdot \frac{\text{HDP v stálych cenách}_{2000}}{\text{Odprac. hod. zamestnanosti}_{2000}} \right) \right] * 100$$

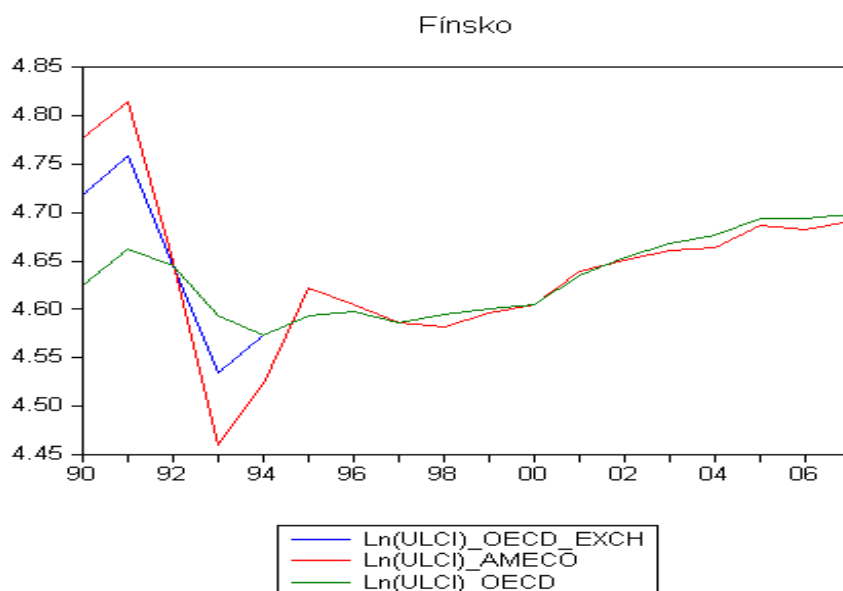
Sledovali sme ULC indexy 11 krajín eurozóny (Rakúsko AT, Belgicko BE, Španielsko ES, Fínsko FI, Francúzsko FR, Nemecko GE, Írsko IE, Taliansko IT, Luxembursko LU, Holandsko NL a Portugalsko PT) a krajiny V4 (Česká republika CZ, Maďarsko HU, Poľsko PL, Slovensko SK). Porovnávali sme divergenciu od alebo konvergenciu k váženému priemeru ULCI eurozóny a v prípade SR sme taktiež brali ohľad na možnú konvergenciu k váženému priemeru ostatných krajín V4 a preto sme preskúmali i túto možnosť.

Kvôli vyššej kvalite výpovednej schopnosti našich výsledkov sme do OECD údajov potrebovali zahrnúť aj efekt výmenného kurzu, ktorý mierne ovplyvňoval dynamiku indexov v krajinách eurozóny pred zavedením eura a v krajinách V4 počas celého obdobia. Táto úprava nám bola umožnená na základe porovnania s ročnými údajmi ULC indexov poskytnutých AMECO databázou zohľadňujúcich výmenný kurz (ECU/EUR). Aj keď použili inú metodológiu na výpočet jednotkových nákladov práce ako OECD a do menovateľa namiesto odpracovaných hodín zahrnuli zamestnané osoby, bol vývoj ULC indexov v krajinách eurozóny po zavedení eura skoro identický a vzájomné odchýlky (*ulci_AMECO* – *ulci_OECD*) boli nevýznamné.

Pri implementácii efektu výmenného kurzu sme identifikovali signifikantné odchýlky nachádzajúce sa mimo štandardného pásma, kde maximum a minimum tvorila hodnota plusovej a mínusovej štandardnej odchýlky. Tieto výkyvy sme definovali ako miesta kde oslabovanie alebo posilňovanie domácej meny voči euru nadmerne ovplyvnilo hodnotu ULC

indexu oproti údajom v domácej mene. V krajinách V4 mal výmenný kurz počas celého obdobia rozdielny efekt pre každú krajinu jednotlivo a v krajinách HMÚ bol jeho vplyv najvýznamnejší hlavne v období 1992-1994. Diferencie medzi štandardnými odchýlkami a prečnievajúcimi hodnotami boli zahrnuté do nami pozorovaných kvartálnych údajov, čo do nich následne vnieslo vyššiu volatilitu. Pre sprehľadnenie sme uviedli graf s jednotkovými nákladmi práce Fínska, kde je znázornené ako vyzerali $\ln(ULCI)$ pred úpravou (*_OECD*) a ako vyzerali po pridaní efektu výmenného kurzu (*_OECD_EXCH*).

Graf 1 Logaritmované ročné jednotkové náklady práce na základe rôznych metodík, príklad Fínska



Vysvetlivky: $\ln(ULCI)_{OECD}$ znázorňujú údaje bez vplyvu výmenného kurzu, $\ln(ULCI)_{OECD_EXCH}$ po pridaní efektu výmenného kurzu, $\ln(ULCI)_{AMECO}$ s vplyvom výmenného kurzu ECU/EUR
Zdroj: Vlastné výpočty, OECD, AMECO

Vyvarovali sme sa toho aby sme do nami upravených OECD údajov zahrnuli i štatisticky nevýznamné odchýlky, pretože každá z databáz používala inú metodiku na ich výpočet. Na grafe je zreteľné, že aj po zavedení eura odchýlky napriek jednej mene pretrvávajú. Snažili sme sa preto nájsť kompromis medzi oboma databázami a zahrnuli sme len významné odchýlky, ktoré boli spôsobené najmä nadmerným posilňovaním alebo oslabovaním nominálneho výmenného kurzu. Dôvod prečo sme uprednostnili údaje poskytnuté OECD databázou bol ten, že AMECO databáza disponuje len ročnými údajmi o sektore spracovateľského priemyslu a hospodárskeho sektoru celkovo a to by nám bránilo pri efektívnej analýze kointegračných vzťahov a možných dôsledkov, keďže nás zaujímali aj iné sektorové hospodárske zoskupenia a v prípade SR pre nedostatočné množstvo ročných pozorovaní sú dôležité najmä kvartálne údaje. OECD štatistiky totiž poskytujú pozorovania aj pre ďalších 5 sektorov¹. Rozdelenie sektoru podnikania bez poľnohospodárstva na jednotlivé sektory a ich podiel na HDP je zobrazený v nasledovnej tabuľke:

¹ Ich bližší popis nájdete v prílohe v tab. P.A.

Tabuľka 1 Rozdelenie sektoru podnikania bez poľnohospodárstva a podiel na HDP

	SEKTOR	Pomer na HDP cca	
		(v SR)	(v HMÚ)
PBP:	podnikania bez poľnohospodárstva	72 %	68%
VYS:	výstavby	7 %	6 %
PRI:	priemyslu	31 %	23 %
MAN:	spracovateľského priemyslu	26 %	19%
TRS:	trhových služieb	34 %	39%

Zdroj: OECD

Model

Už sme spomínali, že budeme rozlišovať medzi absolútnou (model I) a relatívnou (model II) konvergenciou a preto budeme pracovať s dvoma modelmi, ktoré vyzerajú nasledovne:

$$\text{Model I: } y_t = bx_t + e_t \quad (1)$$

$$\text{Model II: } y_t = c + bx_t + e_t \quad (2)$$

kde y_t sú logaritmované nominálne ULC indexy jednotlivej krajiny, x_t znázorňuje vážený priemer (nami pozorovaných krajín eurozóny alebo V4) na základe výšky HDP jednotlivých krajín očistený od vplyvu práve pozorovanej krajiny a c je zahrnutá konštanta v modeli II. Ak sa jedná o absolútnu konvergenciu (model I) tak by c malo byť nesignifikantné, čiže rovné nule a koeficient b by sa mal blížiť k jednotke.

Odhadnuté reziduály, $e_t = \rho e_{t-1} + u_t$, by mali vykazovať stacionárny charakter, $I(0)$, pre predpoklad kointegrácie. To znamená, že v prípade ak sa jedná o homogénnu kointegráciu platí pre odhadnutý koeficient ρ , že sa vzdáľuje smerom od jednotky a jeho priebeh vykazuje rovnaký charakter pre všetky krajiny eurozóny ($\rho = \rho_i = \rho_j$). Ak ide o heterogénne správanie sa krajín tak platí, že ρ je menšie ako jedna, no každá krajina bude mať individuálny proces dobiehania ($\rho \neq \rho_i \neq \rho_j$).

Náš postup bude ďalej nasledovný. Najprv otestujeme stacionaritu samotných $\ln(ULCI)$ a taktiež rozdielov medzi národnými $\ln(ULCI)$ a priemerom cez panelové testy na identifikáciu jednotkových koreňov. Testy budú taktiež rozlišovať medzi homogénnosťou a heterogénnosťou možných kointegrácií, čo nám pomôže pri rozhodovaní či odhadovať modely s individuálnymi efektmi alebo s použitím spoločného efektu pre krajiny menovej únie alebo V4.

Kointegráciu budeme testovať cez Pedroniho reziduálny kointegračný test², OLS-statický kointegračný test a nakoniec pri odhadovaní VEC-modelov použijeme ešte testovania radov kointegrácií bez reštrikcií cez Johansenove prístupy³, ktoré overujú prítomnosť kointegrácie

² Pedroniho prístup sa zakladá na metodike Engle a Grangera a odhaduje Model I či II cez parametrický alebo neparametrický prístup a testuje stacionaritu odhadnutých reziduálov.

³ Uvažujme o VAR modely s použitím p časových oneskorení: $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t$, kde y_t je k -vektor nestacionárnych $I(1)$ premenných, x_t je d -vektor deterministických premenných a ε_t je vektor šokov. Môžeme

a počet signifikantných kointegračných rovníc, ktorých množstvo by malo byť maximálne jedna, kvôli dvom použitým endogénnym premenným.

4 Testovanie a výsledky

4.1 Stacionarita

Testovanie stacionarity logaritmovaných indexov pre krajiny eurozóny a V4 prebehlo cez panelové testy, ktoré na jednej strane identifikovali buď spoločné jednotkové korene (Levin, Lin, Chu; LLC) alebo individuálne jednotkové korene (ADF- a PP-Fisher). V oboch prípadoch bola potvrdená nestacionarita použitých údajov, $I(1)$, až na predpoklad stacionarity $\ln(ULCI)$ v priemyselnom sektore eurozóny cez ADF-Fisher štatistiku⁴. V našej práci preto budeme radšej interpretovať odhady pre spracovateľský priemysel, ktorý tvorí cca 86 percent z tohto obchodovateľného sektora.

Pri rozhodovaní, či rovnice odhadovať pre každú i -tú krajinu jednotlivo alebo spoločne pre eurozónu alebo V4, sme otestovali taktiež skutočné odchýlky od váženého priemeru HMÚ: $\ln(ULCI_{i, HMÚ}) - \ln(ULCI_{HMÚ}^*)$, $\ln(ULCI_{i, V4}) - \ln(ULCI_{HMÚ})$ a od priemeru krajín V4: $\ln(ULCI_{i, V4}) - \ln(ULCI_{V4}^*)$ cez panelové testy, ktoré identifikovali spoločné a individuálne jednotkové korene na základe absolútnej alebo relatívnej konvergenencie. Väčšina testov⁵ podporila predpoklad absolútnej konvergenencie krajín k váženému priemeru eurozóny, no nepomohla nám pri rozhodovaní, či pracovať ďalej s individuálnymi efektmi alebo bez.

Pre porovnanie sme použili ešte Pedroniho kointegračný test, ktorý odhadol priamo reziduály modelov I a II, neparametrickým alebo parametrickým spôsobom. V tomto prípade výsledky z testovania poukázali najmä na individuálny proces kointegrácie, no zároveň podporili predpoklad relatívnej konvergenencie.

Rozhodli sme sa nakoniec radšej skúmať krajiny individuálne cez statické kointegračné testovanie podľa Engle a Grangera a bližšie zhodnotiť rýchlosť a spôsob konvergenencie cez rekurzívne konštanty, ktoré by sa v čase mali približovať k nule pod podmienkou, že odhadnutý koeficient b konverguje k 1.

4.2 Statické kointegračné testovanie

V statickom kointegračnom testovaní sme jednoducho odhadli model II (do ktorého bola podľa potreby zahrnutá aj trendová zložka) a otestovali sme pomocou Waldovho testu

prepísať VAR ako: $\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + e_t$, kde $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_i$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$. Grangerov

reprezentačná veta tvrdí, že ak matica koeficientov Π je radu $r < k$, tak existujú $k \times r$ matice, každá s radom r tak aby $\Pi = \alpha \beta'$ a $\beta' y_t$ je $I(0)$. r je počet kointegračných vzťahov a každý stĺpec z β je kointegračný vektor. Elementy z α sú známe ako prispôsobujúce sa parametre vo VEC modeloch. Johansenova metóda je odhadnúť Π maticu z VAR modelu bez reštrikcií a otestovať, či môžeme zamietnuť reštrikcie vyplývajúce zo zmenšeného radu matice Π . (Eviews, Cointegration Testing)

* Očistený vážený priemer od vplyvu pozorovanej krajiny, (N-i).

⁴ Bližšie tab. P.B v prílohe.

⁵ Podrobnejšie v tab. P.C v prílohe.

koeficientov, či akceptujeme nulovú hypotézu kde $b=1$. Ďalej sme s pomocou ADF štatistiky overili stacionaritu odhadnutých kointegračných reziduálov a taktiež sme odhadli rekurzívne konštanty, ktorých graf nám pomohol pri zhodnotení priebehu konvergencie národných ULC indexov smerom k rovnováhe v čase.

Snažili sme sa zhrnúť výsledky do uvedených dvoch tabuliek v texte. Konkrétne v tabuľke 2 môžeme vidieť potvrdenie skôr relatívnej ako absolútnej konvergencie $\ln(ULCI)$ všetkých nami pozorovaných krajín smerom k rovnováhe eurozóny. Krajiny eurozóny z 82 percent nemali problém s potvrdením kointegrácie a dokonca v piatich prípadoch i za predpokladu absolútnej konvergencie v ex post hodnotení hospodárskych sektorov celkovo (TOTAL). SR ako i ostatné krajiny V4 mali problémy s kointegráciou k rovnováhe váženého priemeru V4. Bol to hlavne vážený priemer eurozóny, ktorý podporil významnú kointegráciu s národnými ULC indexmi, aj keď len za predpokladu relatívnej konvergencie.⁶

Tabuľka 2 Výsledky statického kointegračného testovania

Sektor PBP	Žiadna koint. H0: Unit root*	Absolútna konv. H0: c=0, b=1**	Relatívna konv. H0: c≠0, b≠1**	VYS	Žiadna koint. H0: Unit root*	Absolútna konv. H0: c=0, b=1**	Relatívna konv. H0: c≠0, b≠1**
HMÚ _i _HMÚ	2/11	3/11	6/11	HMÚ _i _HMÚ	2/11	3/11	6/11
V4 _i _V4	3/4		1(SK)/4	V4 _i _V4	1/4		3(SK)/4
V4 _i _HMÚ			4/4	V4 _i _HMÚ	1/4		3(SK)/4
PRI				MAN			
HMÚ _i _HMÚ	1/11	3/11	7/11	HMÚ _i _HMÚ	3/11	3/11	5/11
V4 _i _V4	2/4		2(SK)/4	V4 _i _V4	1(SK)/4	1/4	2/4
V4 _i _HMÚ			4/4	V4 _i _HMÚ	1(SK)/4		3/4
TRS				TOTAL			
HMÚ _i _HMÚ	1/11	4/11	6/11	HMÚ _i _HMÚ	3/10	5/10	2/10
V4 _i _V4	3/4		1(SK)/4	V4 _i _V4	4/4		
V4 _i _HMÚ	1/4		3(SK)/4	V4 _i _HMÚ			4/4

Vysvetlivky: HMÚ_i (alebo V4_i) znázorňuje individuálne krajiny a HMÚ (alebo V4) vážený priemer eurozóny (alebo V4) očistený od vplyvu pozorovanej krajiny, (N-i); Sektory :PBP= podnikania bez poľnohospodárstva, PRI=priemyslu, TRS=trhových služieb, VYS=výstavby, MAN=spracovateľského priemyslu, TOTAL=celého hospodárstva

* Akceptovanie H0 hypotézy pri hodnote pravdepodobnosti > 10% , ADF-štatistika

** Akceptovanie H0 hypotézy pri hodnote pravdepodobnosti > 5%

Zdroj: Vlastné výpočty

Tabuľka 3 sa zakladá na štandardných odchýlkach odhadnutých reziduálov z rovnice 2 a sprostredkúva nám obraz o výške ich priemernej hodnoty pred a po roku 1999. Údaje v tabuľke poukazujú nato, že krajiny eurozóny si priemerne znížili odchyľovanie sa od rovnováhy relatívne k časovému obdobiu pred zavedením eura. V priemere sa jednalo o 47-percentný pokles v rámci všetkých sektorov (z 0,0378 na 0,0201). Predpokladáme, že podobný jav by sa mohol dať očakávať i v SR po roku 2009. Všeobecne slovenské jednotkové náklady práce vykazovali tiež nižší rozptyl okolo rovnováhy eurozóny v sektore podnikania bez poľnohospodárstva, trhových služieb a v hospodárstve celkovo relatívne k časovému obdobiu pred rokom 1999. Napriek zväčšeniu rozptylu v čase v ostatných sektoroch bola potvrdená kointegrácia s váženým priemerom eurozóny až na sektor spracovateľského priemyslu, ku ktorému sa dostaneme neskôr.

⁶ Detailnejšie tabuľky s výsledkami nájdete v prílohe v tab. P.D.

Tabuľka 3 Priemerné štandardné odchýlky od rovnováhy, $\sigma_I(0)$ počas jedného kvartálu odhadnuté cez statický model za obdobia 90-98 a 99-07

PBP	$\sigma_I(0)$ 90-98	$\sigma_I(0)$ 99-07	VYS	$\sigma_I(0)$ 90-98	$\sigma_I(0)$ 99-07
HMÚi_HMÚ	0,0378	0,0204	HMÚi_HMÚ	0,0774	0,0369
SK_V4	0,0880	0,0915	SK_V4	0,1427	0,1323
SK_HMÚ	0,0711	0,0577	SK_HMÚ	0,1054	0,1130
PRI			MAN		
HMÚi_HMÚ	0,0339	0,0243	HMÚi_HMÚ	0,0445	0,0328
SK_V4	0,0425	0,0543	SK_V4	0,0210	0,0611
SK_HMÚ	0,0493	0,0684	SK_HMÚ	0,0239	0,0618
TRS			TOTAL		
HMÚi_HMÚ	0,0413	0,0221	HMÚi_HMÚ	0,0378	0,0201
SK_V4	0,0986	0,1341	SK_V4	0,0632	0,0715
SK_HMÚ	0,0912	0,0565	SK_HMÚ	0,0602	0,0442

Vysvetlivky: HMÚi znázorňuje individuálne krajiny a HMÚ (alebo V4) vážený priemer eurozóny (alebo V4) očistený od vplyvu pozorovanej krajiny, (N-i); Sektory :PBP= podnikania bez poľnohospodárstva, PRI=príemyslu, TRS=trhových služieb, VYS=výstavby, MAN=spracovateľského priemyslu, TOTAL=celého hospodárstva

Zdroj: Vlastné výpočty

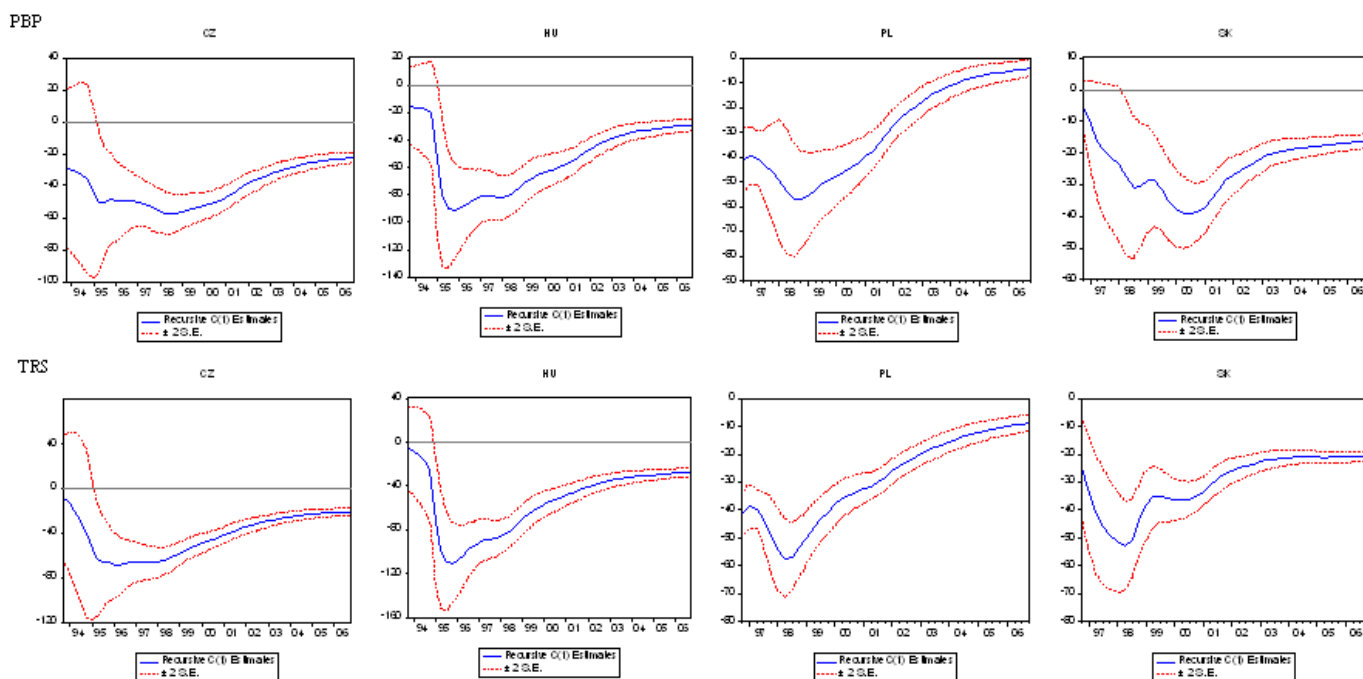
Sektor podnikania bez poľnohospodárstva

Pri pohľade na jednotlivé sektory vykazovali jednotkové náklady práce sektoru podnikania bez poľnohospodárstva v rámci eurozóny skôr relatívnu konvergenciu ako absolútnu. Taliansko a Írsko boli dve krajiny z jedenástich, ktoré vôbec nepotvrdili v statickom teste kointegráciu. Obidva štáty pred zavedením eura evidovali zväčša nižšie prírastky jednotkových nákladov práce oproti eurozóne a rastový spread ($\Delta ULC_i - \Delta ULC_{i_{HMÚ}}$) sa v priemere pohyboval na úrovni -0,24 za jeden kvartál (čo znamená -0,96 za rok).⁷ Po roku 1998 sa situácia v danom sektore zhoršila a oba štáty stratili svoju výhodnú pozíciu konkurencieschopného sektora. Predpokladáme, že možným dôvodom bola aj efektívnosť hospodárenia s nákladmi na prácu Nemecka⁸, ktoré si po zavedení eura udržalo rastový diferenciel až na úrovni -0,61 za jeden kvartál a vytváralo tak konkurenčný tlak v rámci eurozóny i na tieto krajiny. Pri nepotvrdení kointegrácie aj cez VEC model to bude znamenať pre dané krajiny problém pre ich celkovo narastajúci deficit bežného účtu⁹ a zhodnocujúci reálny výmenný kurz cez vyššie náklady vyprodukovaného reálneho outputu v danom sektore oproti zahraničným partnerom z eurozóny, čo bude naďalej znevýhodňovať ich pozíciu na európskych trhoch.

⁷ Tabuľku s priemernými koreňmi kvadratických kointegračných reziduálov a priemerný spread medzi skutočnými kvartálnymi prírastkami pred a po zavedení eura pre hospodársky sektor celkovo nájdete v prílohe pod tab. P.E.

⁸ Je krajina, ktorá svoju politiku orientuje hlavne na ich výhodnú pozíciu v schopnosti exportovania a dopytu po ich domácich produktoch zo zahraničia. Profitovala z nadpriemerného klesania jednotkových nákladov práce vo všetkých sektoroch po zavedení eura cez vyššiu produktivitu a ziskovosť. Mzdové zaťaženie sa im podarilo znížiť cez implementáciu ekonomickej dane v roku 1999, ktorej príjmy tiekli do dôchodkových pokladníc. To následne umožnilo zníženie platieb na dôchodkové poistenie od roku 2003. (Gabrisch H., 2007)

⁹ Bližšie bežné účty v grafe P.1 v prílohe.

Graf 2 Rekurzívne konštanty jednotlivých krajín (c), sektor podnikania bez poľnohospodárstva a sektor trhových služieb

Zdroj: Vlastné výpočty

V prípade Slovenska a ostatných krajín V4 je situácia v sektore podnikania bez poľnohospodárstva zatiaľ priaznivá. Všetky krajiny sa snažia konvergovať práve k váženému priemeru krajín eurozóny aj keď ešte stále vzdialeným od rovnováhy no smerujúcim k tým správnym hodnotám. Pri porovnávaní dynamík odhadnutých rekurzívnych konštant, cez statický model už spomenutého sektoru, s menšími sektormi krajín V4 a priemerom eurozóny sme zistili, že smer a rýchlosť konvergence s najväčšou pravdepodobnosťou udávajú práve nominálne ULC indexy v **sektore trhových služieb**, čo znázorňuje graf 2. Vo všetkých štyroch krajinách sme spozorovali totiž vplyv na dynamiku konvergence smerom k rovnováhe eurozóny práve cez už spomenutý sektor trhových služieb. Slovenské ako aj české či maďarské ULC indexy potvrdili kointegráciu práve s váženým priemerom eurozóny a SR dokonca i s priemerom samotnej V4. Poľsko napriek tomu, že nepotvrdilo kointegráciu v sektore trhových služieb, na grafe s rekurzívnymi konštantami¹⁰ to vyzerá tak, že sa snaží spolu s ostatnými krajinami V4 dosiahnuť absolútnu konvergenciu¹¹.

Zatiaľ bola teda v sektore podnikania bez poľnohospodárstva zaznamenaná len relatívna konvergencia. Pozitívne zistenie pre SR je, že v danom sektore bola evidovaná najnižšia

¹⁰ Odhadnuté rekurzívne konštanty cez statický model pre hospodársky sektor celkovo nájdete v grafoch P.5 v prílohe.

¹¹ Pod absolútnou konvergenciou sa v grafoch chápe to ak rekurzívna konštant konverguje smerom k 0, pretože vtedy sa znižuje i diferenciu medzi úrovňami národných a priemerných $\ln(ULCI)$ v čase a blížime sa k rovnici $y_i = 0 + I * x_i$. To znamená, že v takom prípade tu nie je miesto pre pretrvávajúce rastové rozdiely a dané krajiny si budú v čase zmenšovať rozptyl od rovnováhy v prípade nejakého šoku. Ak sa pozrieme napr. na graf rekurzívnych konštant v prílohe (grafy P.5), sú príkladnými krajinami Francúzsko alebo Holandsko, ktoré i v testoch potvrdili predpoklad absolútny konvergence. Relatívna konvergencia znamená len toľko, že krivka rekurzívnej konštanty nebude signifikantne konvergovať k nule a tým pádom ostane konštantne vzdialená od 0.

odhadnutá štandardná odchýlka od rovnováhy v porovnaní s ostatnými krajinami V4 a ktorej dynamika má klesajúci trend. A na základe našich zistení môžeme tvrdiť že práve schopnosť konvergenzie k rovnovážnym hodnotám eurozóny bude závisieť od vývoja jednotkových nákladov práce práve v neobchodovateľnom sektore. K sektoru trhových služieb sa bližšie vyjadríme ešte v ďalšej časti.

Sektor spracovateľského priemyslu

Sledovanie dynamiky jednotkových nákladov práce v obchodovateľnom sektore ako je napr. sektor spracovateľského priemyslu¹², hrá jednu z dôležitejších úloh pri identifikácii konkurencieschopnosti pozorovanej krajiny oproti jej obchodným partnerom v eurozóne. Tento hospodársky celok je zdrojom zvyšovania alebo znižovania deficitu bežného účtu pretože ak náklady na produkciu domáceho produktu prevyšujú zahraničné (čo sa ukáže samozrejme aj v cenových reláciách identického produktu), dopyt po tomto produkte zo zahraničia sa zníži a krajina stráca časť exportov. Keďže po zavedení eura si SR už nebude môcť dopomôcť znehodnotením domácej meny, takáto situácia by prispela ku spomaľovaniu hospodárskeho rastu krajiny celkovo. Slovensko momentálne ťaží z efektívneho investovania práve do tejto oblasti a pre všeobecne pomaly rast miezd relatívne k produktivite (napriek posilňovaniu domácej meny voči euru v období pred stanovením konverzného kurzu) stále ešte v tomto smere profituje. Je to jediný sektor, kde SR zaznamenala v priemere negatívny spread medzi prírastkom národných ULC a prírastkom jednotkových nákladov práce váženého priemeru eurozóny za obdobie 1999-2007 na úrovni -0,03 za jeden kvartál. Zaujímavé bolo zistenie, že práve v tomto prípade jediný krát statický model nepotvrdil kointegráciu s rovnováhou eurozóny.

Nami pozorované krajiny HMÚ, ktoré mali taktiež problém s kointegráciou boli Španielsko a Taliansko. Tu treba podotknúť, že Španielsko vo všetkých sektoroch vykazovalo nadpriemerné kvartálne prírastky ULC indexov, či pred alebo po zavedení eura a ak došlo k zníženiu rozdielu medzi skutočnými rastovými odchýlkami od priemeru v období po zavedení eura tak nebola prekonaná hranica úrovne spreadu 0,34 za jeden kvartál (konkrétne tu hovoríme o sektore trhových služieb). To znamená, že počas celého obdobia táto krajina bojovala s nadpriemerným rastom pomeru nominálnych miezd k produktivite. Tento jav bol kompenzovaný pred zavedením eura práve oslabovaním španielskej meny voči vtedy ešte fiktívnemu euru hlavne v rokoch 1992 až 1994 o cca 7,6 percent ročne, čím sa im darilo udržiavať krok s obchodnými partnermi v eurozóne. No po strate tohto mechanizmu a nesprávnom nasmerovaní investícií¹³ je ich deficit bežného účtu dokonca na kritickejšej úrovni ako v roku 1992 tesne pred krízou HMÚ.

Taliansko taktiež v tom období ešte využilo flexibilitu výmenných kurzov a znehodnotilo taliansku líru voči euru v období 1992-1995 ročne až o cca 8,5 percent. Táto krajina sa však na rozdiel od Španielska vyznačovala pred zavedením eura podpriemerným rastom ULC vo všetkých sektoroch a zaznamenala prebytky v obchodnej bilancii na rozdiel od obdobia, ktoré nasledovalo pri nižšom raste produktivity a rýchlejšom raste miezd. Momentálne však už nemôžu siahnuť po mechanizme výmenných kurzov ako i ostatné krajiny eurozóny

¹² Odchýlky v rastoch nominálnych ULC indexov od váženého priemeru eurozóny a V4 spracovateľsko-priemyselného sektoru sú zobrazené v grafe P.2 v prílohe

¹³ Investície boli nasmerované hlavne do sektoru výstavby. Po prepade realitného trhu však musela španielska nezamestnanosť vzrásť, či v sektore výstavby alebo trhových služieb. (Choyleva D., 2008)

a v prípade neprítomnosti kointegrácie to znamená, že ich situácia pri nezmenenej mzdovej politike bude naďalej kritická.¹⁴

Keďže všeobecne nám statické kointegračné testovanie poukázalo najmä na relatívnu konvergenciu zaujímalo nás ako budú vyzerat' výsledky VEC-odhadov, na základe absolútnej konvergenie a či vôbec bude významný predpoklad kointegrácie a aká bude v tom prípade rýchlosť prispôsobovania sa šokom v jednotlivých sektoroch.

4.3 VEC-modely s dvoma premennými

Pri odhadovaní dynamického VEC-modelu, sme prihliadali na signifikantnosť¹⁵ použitých údajov cez kointegračné testovania, ktoré definovali počet významných kointegrácií medzi dvoma endogénnymi premennými. Taktiež sme prihliadali na signifikantné použitie časových oneskorení cez špeciálny Waldov test, ktorý preveril ich významnosť v modeli, ktorý vyzerá pre individuálnu krajinu nasledovne:

$$v_t = (y_{t-1} - bx_{t-1})g + \sum_{j=1}^k a_j^T v_{t-j} + u_t \quad (3)$$

Pre sprehľadnenie uvádzame aj formálny vektorový zápis:

$$v_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta x_t \end{pmatrix} g = \begin{pmatrix} -g_y \\ g_x \end{pmatrix} a = \begin{pmatrix} a_x \\ a_y \end{pmatrix} u_t = \begin{pmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{pmatrix}$$

Pri predpoklade dlhodoberj konvergenie by vektor kointegrácie v mnohých literatúrach nazvaný vektorom β mal mať formu $(1,-1)^T$. Naša kointegračná rovnica sa preto zakladá v tomto prípade ako môžete vidieť na absolútnej konvergencii teda bez použitia konštanty, $((1)*y_{t-1} + (-1)*bx_{t-1})$, a kde sa predpokladá že hodnota odhadnutého koeficientu b sa bude pohybovať v okolí jednotky, pri správnom fungovaní VEC-modelu. To znamená, že rozdiel medzi y_{t-1} a x_{t-1} je rovný nule a z dlhodobého hľadiska bude platiť, že $y_{t-1} = x_{t-1}$, čo predstavuje minimalizovanie rastových divergencií medzi pozorovanými veličinami. Odhadované koeficienty vektorov a_j všeobecne definujú významnosť zmien v raste použitých endogénnych premenných v minulosti vplyvujúcich na rast v súčasnosti a u_t je vektorom odchýlok. Počet ohraničených oneskorení je vyjadrený hodnotou k . Pre nás však najdôležitejším vektorom koeficientov je práve γ , ktorý určuje rýchlosť prispôsobovania sa smerom k rovnováhe. Napríklad γ_y v odhadnutom modeli určuje rýchlosť prispôsobovania sa $\ln(ULCI)$ jednotlivých krajín k šokom vo váženom priemere eurozóny poprípade V4. Čím je jeho absolútna hodnota vzdialenejšia od nuly tým rýchlejšie sa dokázu v budúcnosti prispôbiť k zmenám a konvergovať späť k rovnováhe. Podľa potreby bol ešte do modelu zahrnutý aj trend.

¹⁴ Taliansko patrí medzi krajiny, ktorým sa podarilo znížiť daňové zaťaženie zamestnancov s nízkymi príjmami na základe informácií zo štúdie OECD (2008), čím sa im podarí postupne znižovať náklady na pracovnú silu.

¹⁵ Pri všetkých testovaniach vo VEC-modely sme boli prísnejší v hodnotení významnosti a dbali sme na signifikanciu výsledkov na max. 5-percentnej úrovni.

Snažili sme sa predošle výsledky taktiež zahrnúť do hodnotenia výsledkov VEC-modelu a pre väčšiu prehľadnosť sme použili nasledovný bodovací systém¹⁶ :

Tabuľka 4 Bodovací systém

Sektor	PEDRONI reziduálny panelový koint. test*		ADF- test , statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné body : max 5
	Model I $\rho_i < 0,98$	Model II $\rho_i < 0,98$	Model I	Model II	Model I, VEC	
	Krajina i	X	X	XX		
	X	X		X	X	4
		X		X	X	1
				X		2R

*Granger Method, **Johansen method

Zdroj: Vlastné výpočty

Napríklad Pedroniho reziduálny test sme považovali vtedy za signifikantný ak platilo, že $\rho_i < 0,98$ a potvrdil to parametrický aj neparametrický test. V opačnom prípade sme považovali výsledok za nevýznamný pre pravdepodobnosť približovania sa odhadnutých reziduálov smerom k jednotke a akceptovanie hypotézy, že sa nejedná o lineárnu stacionaritu.

Ďalej ak sa počas všetkých testovaní len v jednom prípade potvrdila kointegrácia, dávali sme výsledku len malú váhu a považovali sme ho za menej významný. V niektorých prípadoch bola odhadnutá len relatívna konvergencia (2R). Tomuto výsledku sme prikladali menšiu váhu ako v prípade absolútnej konvergenzie z dôvodu signifikantnosti odhadnutej konštanty. Bližšie však už ďalšia kapitola.

4.3.1 Sektor podnikania bez poľnohospodárstva

Tento sektor zlučuje väčšinu obchodovateľného a neobchodovateľného sektora a poskytuje nám informácie o schopnosti konvergenzie hlavnej časti hospodárstva. V sektore podnikania bez poľnohospodárstva, na základe našich odhadov nemali krajiny eurozóny problémy s kointegráciou za predpokladu absolútnej konvergenzie ani v jednom prípade.

Ako vidno z tabuľky 5, najrýchlejšie prispôsobujúce sa národné jednotkové náklady práce v rámci eurozóny boli v krajinách ako Portugalsko (-0,25), Rakúsko (-0,21), Belgicko (-0,13) a Fínsko (-0,13). Čo to znamená? Predstavme si, že nastane šok (zvýšenie štandardnej odchýlky o jednu jednotku) v budúcom kvartály alebo roku a v daných krajinách sa vychýli úroveň $\ln(ULCI)$ smerom od váženého priemeru eurozóny. Potom trvá približne 8 rokov než je opäť dosiahnutá rovnováha. Tento odhad je dôležitý hlavne pre Portugalsko, ktoré bojuje s nadpriemernými rastami jednotkových nákladov práce. Krajiny, ktoré mali ťažkosti dosiahnuť absolútnu konvergenciu v časovom horizonte 17 rokov po spôsobenom šoku boli Španielsko, Francúzsko, Luxembursko a Holandsko a aj keď sa im darilo vďaka potvrdenej kointegrácii výkyvy od rovnováhy v čase znižovať, neboli takí efektívni ako ich štyria spomenutí susedia.

¹⁶ Bližšie tabuľky P.F v prílohe.

Tabuľka 5 Sektor podnikania bez poľnohospodárstva

(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%			(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%		
		g_y	g_x	b			g_y	g_x	b
AT_€	4	-0,212076		1,02	CZ_V4	1	0,138470	0,88	
BE_€	4	-0,134876		1,00	HU_V4	1	0,078602	0,85	
ES_€	3		0,059231	0,95	PL_V4	2	-0,140458	1,18	
FI_€	3	-0,130085	0,104676	1,02	SK_V4	3	-0,066673	1,05	
FR_€	5		-0,062171	1,02	CZ_€	3	-0,102336	1,03	
GE_€	3	-0,041329		1,05	HU_€	4			
IE_€	3		0,055040	0,98	PL_€	4	-0,056873	1,11	
IT_€	3		0,029401	0,97	SK_€	4	-0,034537	1,04	
LU_€	4	0,014946	0,008902	0,91					
NL_€	5		0,092698	0,97					
PT_€	3	-0,252095	-0,077940	0,97					

Vysvetlivky: € (alebo V4) znázorňuje vážený priemer krajín eurozóny (alebo V4) očistený od pozorovanej krajiny

Zdroj: Vlastné výpočty

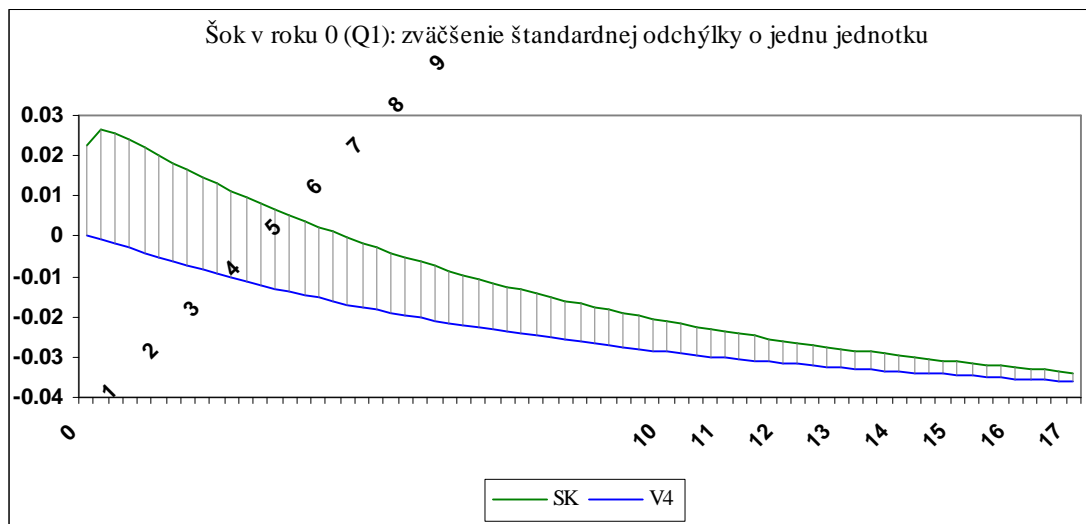
V prípade Írska a Talianska, na rozdiel od statického modelu, sa tento krát potvrdila významnosť kointegrácie cez VEC-model a g_x vyšla ako významná rýchlosť prispôsobovania sa. To znamená, aby bola opäť nastolená rovnováha po nejakom šoku, rýchlejšie konverguje priemerná krajina eurozóny smerom k ULCI dynamikám Talianska resp. Írska ako opačne.

Všeobecne sa odhadnutý kointegračný koeficient b pohyboval okolo úrovne jedna, čím sa potvrdil predpoklad absolútnej konvergenencie. Najväčšie odchyľovanie sa od tejto hodnoty môžeme pozorovať v rámci odhadov s váženým priemerom V4 a to v Českej Republike, Maďarsku a Poľsku.

V odhadoch pre SR bola kointegrácia národných $\ln(ULCI)$ s váženým priemerom v oboch prípadoch významná. Rýchlosti prispôsobovania sa boli, na základe našich dohadov, významné či smerom k váženému priemeru V4 (-0,0667) alebo eurozóny (-0,0345) a nie opačne. Pre lepšiu zrozumiteľnosť sme uviedli grafy, ktoré opisujú reakciu a priebeh prispôsobovania sa $\ln(ULCI)$ SR a samotných priemerov na šoky buď v jednej alebo druhej premennej. Tento šok je definovaný cez zväčšenie odhadnutej štandardnej odchýlky od rovnováhy o jednu jednotku, ktorá môže byť spôsobená napríklad zvýšením rastu ULC indexov jednej z premenných nad ich rovnovážnu hodnotu v prvom kvartáli fiktívneho nultého roku (ďalej 0:Q1). Konkrétnejšie to znamená, ako budú reagovať jednotkové náklady práce v SR a vážený priemer V4 na zmenu napr. v slovenských $\ln(ULCI)$, ktoré zvýšia svoju úroveň v 0:Q1 o +0,022, kedy ešte priemerná krajina V4 nemôže reagovať na danú zmenu, ktorá spôsobila jednotkovú štandardnú odchýlku od rovnováhy. Graf 3 na druhej strane nám priblíži priebeh tejto konvergenencie.

Z grafu je evidentné, že dynamika logaritmovaných ULCI SR má tendenciu konvergovať v čase smerom k rovnováhe a spôsobený rozptyl sa znižuje. To znamená, že aj diferencie v rastoch sa v čase znižujú, no vidíme, že je to v tomto prípade zdĺhavý proces.

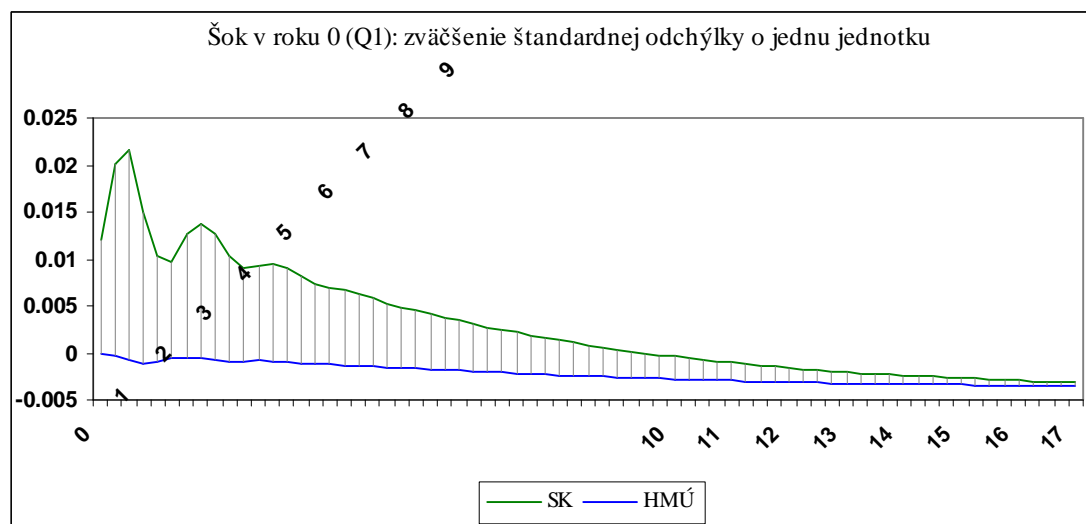
Graf 3 Reakcia oboch premenných (SK,V4) v čase na šok v ULC na Slovensku (+ 0,022)



Zdroj: Vlastné výpočty

Čo ak by sa naše ULC indexy v sektore podnikania bez poľnohospodárstva vzdialili od váženého priemeru eurozóny? To znamená, žeby napríklad mzdy začali rásť rýchlejšie ako produkcia v porovnaní ku krajinám HMÚ. Znamenalo by to zvýšenie štandardnej odchýlky v čase 0:Q1 nad jej rovnovážnu hodnotu. Ak by tu nenastala konvergencia z dlhodobého hľadiska smerom k rovnováhe, znamenalo by to zníženie konkurencieschopnosti daného sektora. V našom prípade ak hovoríme o zvýšení štandardnej odchýlky od rovnováhy spôsobenej šokom cez rast $\ln(ULCI)$ SR znamená to ich vyššiu úroveň o +0,012. Ako to vyzerá v tomto prípade, môžeme vidieť na ďalšom grafe.

Graf 4 Reakcia oboch premenných (SK, HMÚ) na šok v ULC na Slovensku (+ 0,012)



Zdroj: Vlastné výpočty

Tu môžeme pozorovať v prvých troch rokoch od daného šoku markantné výkyvy a treba si v tomto prípade dávať pozor hlavne na narastajúci index smerom od rovnováhy, ktorý môže vytvárať tlaky na rast inflácie v daných obdobiach. Od štvrtého roku nastáva plynulá konvergencia k mierne zmeneným hladinám $\ln(ULCI)$ váženého priemeru eurozóny a i v tomto prípade môžeme potvrdiť kointegráciu.

4.3.2 Sektor trhových služieb

Tento sektor je dôležitý v prípade vplyvu na výkyvy od trendu v raste spotrebiteľských cien, napriek tomu že zo spotrebného koša tvorí len okolo 25 percent, vytvára hlavný zdroj divergencií smerom od eurozóny. Pre dobiehajúce krajiny akou sme i my to znamená, že pre zvyšovanie miezd v priemyselnom sektore cez jeho vyššiu produktivitu sa budú zvyšovať i mzdy v neobchodovateľnom sektore popri nezmenenej produkcii, čo sa bude odrážať aj na vyššom raste cien poskytnutých produktov popri snahe vyhnúť sa odlivu kvalifikovanej pracovnej sily do zahraničia. Keďže vieme, že pre tento sektor neplatí koncept PKS, treba si dávať pozor na rýchly rast ULC indexov aby netvorili príliš veľký tlak na rast CPI a snažiť sa efektívne riešiť naloženie s nákladmi na pracovnú silu. Neschopnosť konvergencie k priemerným hodnotám eurozóny bude totiž znamenať pretrvávajúcu odlišnosť v dynamikách nielen v ULC, ale ako sme už spomenuli i v samotnom raste CPI.

Môžeme si v tabuľke 6 všimnúť, že žiadna z krajín eurozóny nemala problém s potvrdením kointegrácie za predpokladu absolútnej konvergencie a koeficient kointegrácie sa minimálne vychýľoval od jednotky. Ak sa pozrieme na rýchlosti prispôsobovania sa váženému priemeru eurozóny boli najrýchlejšími krajinami v rámci HMÚ v adaptovaní sa na šoky Fínsko(-0,400), Francúzsko(-0,264) a opäť Portugalsko(-0,257). Ak sme zadefinovali šok v čase 0:Q1, ktorý zvýšil štandardnú odchýlku o jednu jednotku, dokázali tieto krajiny daný šok eliminovať už po 5 rokoch. Ostatné krajiny sa v priemere vysporiadali so šokom po 12 rokoch, kedy bola opäť nastolená rovnováha.

Tabuľka 6 Sektor trhových služieb

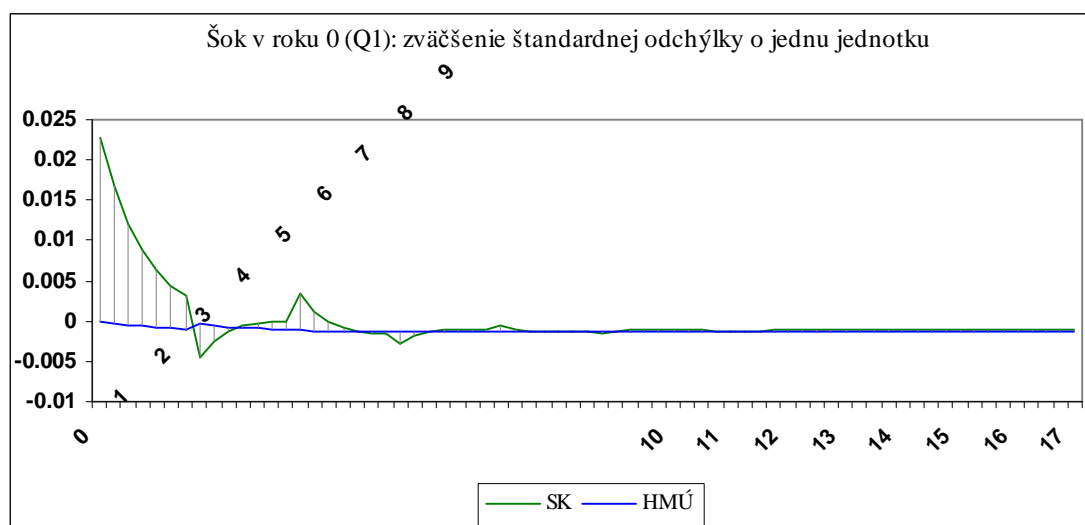
(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%			(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%		
		g_y	g_x	b			g_y	g_x	b
AT_€	5	-0,133169		1,01	CZ_V4	1	0,059059	0,112953	0,87
BE_€	5	-0,108992		1,00	HU_V4	1		0,080855	0,81
ES_€	3		0,025162	0,94	PL_V4	2	-0,097091	-0,044855	1,20
FI_€	2	-0,400064	0,054144	1,00	SK_V4	3		0,167444	0,81
FR_€	5	-0,263764		1,00	CZ_€	2R			
GE_€	3	-0,074100		1,04	HU_€	3			
IE_€	3	-0,127028		0,97	PL_€	3	-0,057265		1,17
IT_€	4		0,034293	0,98	SK_€	3	-0,264107	-0,012914	0,87
LU_€	5	-0,089768	-0,034854	1,00					
NL_€	4	-0,024200	-0,022104	1,02					
PT_€	3	-0,257530	-0,078943	0,98					

Vysvetlivky: € (alebo V4) znázorňuje vážený priemer krajín eurozóny (alebo V4) očistený od pozorovanej krajiny

Zdroj: Vlastné výpočty

V prípade Slovenska nás zaujímal hlavne kointegrácia s dynamikou jednotkových nákladov práce eurozóny, kde rýchlosť prispôsobovania sa (γ_y) SR smerom k rovnováhe bola až na úrovni -0,264. Ak by sa nepotvrdila kointegrácia znamenalo by to pretrvávajúce rozdiely v dynamike slovenských ULC smerom od eurozóny, čo by mohlo ovplyvniť odklon rastu CPI v SR aj od priemeru HMÚ. Ako poznamenali vo svojej štúdií Hüfner a Koske (2008) na Slovensku sa na doterajšom vytváraní inflácie podieľal hlavne vyšší dopyt zo strany spotrebiteľov vďaka vyšším príjmom a zvýšený záujem o kvalitnejšie služby. Tento jav sa však už ustálil a v budúcnosti bude mať už len minimálny vplyv na dynamiku inflácie SR. O to dôležitejšie bude v budúcnosti sledovanie vývoja ULC práve v tomto sektore, pretože sa stane významným indikátorom rozdielnosti v dynamikách medzi infláciou v SR a krajinách eurozóny a kvôli už avizovanému stabilnému dopytu po službách, ktoré ponúka domáci trh, budú ceny ovplyvňované práve dobiehajúcim rastom miezd v tomto sektore. Čo sa teda stane ak nastane nejaký výkyv v dynamike $\ln(ULCI)$ smerom od rovnovážnej úrovne a mzdy u nás začnú rásť rýchlejšie ako produktivita oproti krajinám eurozóny? Graf 5 nám dáva odpoveď.

Graf 5 Reakcia oboch premenných (SK, HMÚ) na šok v ULC na Slovensku (+ 0,023)



Zdroj: Vlastné výpočty

Z grafu môžeme vidieť cyklické prispôsobovanie sa úrovne $\ln(ULCI)$ SR späť k rovnováhe, ktoré v čase strácalo na svojej hodnote. Po piatom roku podobne ako v troch spomenutých krajinách eurozóny nastáva úplná konvergencia späť k rovnovážnym hodnotám. Tento sektor ako jediný zaznamenal najrýchlejšiu schopnosť reakcie na spôsobené šoky no napriek tomu si treba dať pozor na jeho nadmerné fluktuácie v pozitívnych hodnotách rastových diferenciálov.

4.3.3 Sektor spracovateľského priemyslu

Ako sme už spomenuli rozdiely v dynamikách ULC sektoru spracovateľského priemyslu od eurozóny sú dôležité z hľadiska hodnotenia schopnosti SR exportovať, keďže tri hlavné krajiny do ktorých smerujú slovenské exporty sa nachádzajú v HMÚ (Taliansko, Rakúsko a Nemecko). Pretože sa jedná o obchodovateľný sektor, nemal by vývoj ULC daného sektoru

ovplyvňovať reálny výmenný kurz cez tlak na rýchlejšiu rast spotrebiteľských cien ako má eurozóna, za predpokladu PKS¹⁷.

Ako môžete vidieť z tabuľky 7 rýchlosti prispôsobovania sa, v rámci eurozóny, sa nepohybovali na takých úrovniach ako v predošlom neobchodovateľnom sektore. Aj keď Belgicko alebo Luxembursko nepotvrdili kointegráciu cez VEC-model, bol tento predpoklad splnený cez iné testovania. Takže môžeme povedať, že opäť boli všetky krajiny eurozóny úspešné a pre predpoklad dlhodobej divergencie nie je ani v tomto prípade miesto. Po preskúmaní reakcií na šoky sme zistili, že Fínsko bolo efektívnejšie ako opäť najrýchlejšie sa prispôsobujúce Portugalsko (po 6 rokoch) a dokázalo eliminovať odchýlky od rovnováhy už po piatich rokoch od fiktívneho šoku v 0:Q1. Ostatné krajiny eurozóny to zvládli v priemere za 9 rokov. Môžeme si všimnúť, že Fínsko potvrdilo významnosť g_x (0,037), čo znamená, že sa skôr priemer prispôsobí tejto krajine ako opačne. Napriek malej rýchlosti adaptovania sa môžeme pozorovať, že rovnováha môže byť dosiahnutá primerane rýchlo a efektívne.

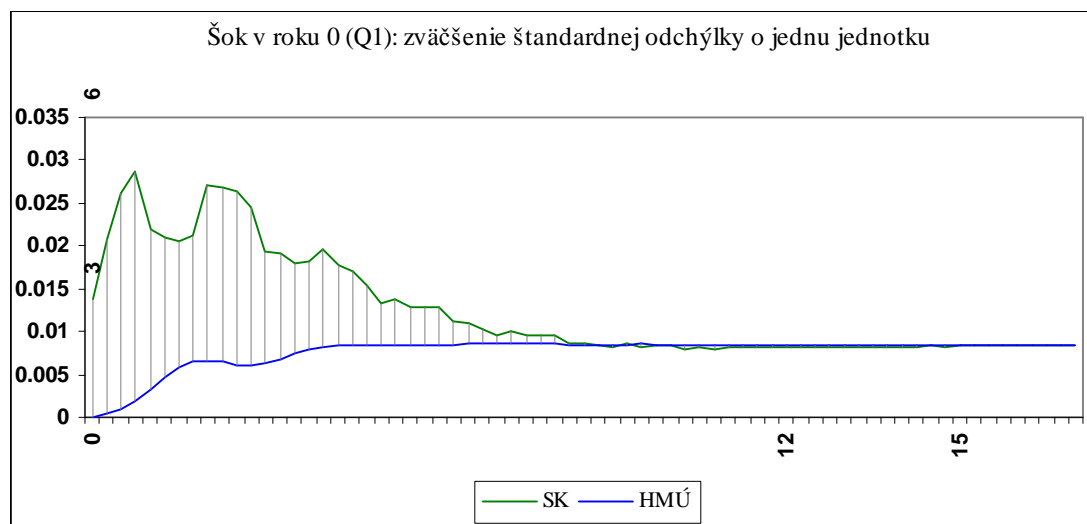
Tabuľka 7 Sektor spracovateľského priemyslu

(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%			(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%		
		g_y	g_x	b			g_y	g_x	b
AT_€	3	-0,126225		1,04	CZ_V4	2R			
BE_€	4				HU_V4	4	-0,060645		1,03
ES_€	2	-0,094752	0,047001	0,95	PL_V4	3			
FI_€	4		0,037298	1,04	SK_V4	2			
FR_€	3	-0,040083		1,01	CZ_€	4	-0,115913		0,96
GE_€	3	-0,040057		1,04	HU_€	4	-0,119464		0,94
IE_€	4	-0,020531		0,93	PL_€	3	-0,069224		1,09
IT_€	2	-0,053312	0,026506	0,94	SK_€	3		0,016655	1,00
LU_€	3								
NL_€	5		0,127673	1,00					
PT_€	4	-0,216360		0,97					

Vysvetlivky: € (alebo V4) znázorňuje vážený priemer krajín eurozóny (alebo V4) očistený od pozorovanej krajiny
Zdroj. Vlastné výpočty

V prípade SR nastala podobná situácia ako vo Fínsku. Napriek potvrdeniu významnosti g_x len na úrovni 0,017 bola zaznamenaná rýchla reakcia na šok v kointegrácii s váženým priemerom eurozóny, čo môžete sledovať aj na grafe 6. Môžeme pozorovať, že krivka $\ln(ULCI)$ eurozóny sa snaží dobehnúť novú úroveň $\ln(ULCI)$ SR a po 8 rokoch od šoku svoj cieľ i dosiahla. Krajiny eurozóny, ktoré dosiahli podobný výsledok ako SR boli Rakúsko a Španielsko napriek vyššej absolútnej hodnote rýchlosti prispôsobovania sa, či smerom k váženému priemeru eurozóny alebo opačne.

¹⁷ Napriek tomu Oomes N. (2004) zistil, že reálna apreciácia na báze producentových cien sektoru spracovateľského priemyslu SR a eurozóny je podobná s reálnou apreciáciou na báze CPI. To znamená, že apreciácia reálneho výmenného kurzu nemôže byť vysvetlená len cez Balassa-Samuelsonovú hypotézu. Teda napriek vplyvu rýchlejšieho rastu cien neobchodovateľného sektora v SR ako v eurozóne môžu mať vplyv na infláciu i nepatrné odchýlky v raste cien obchodovateľného sektora, keďže tento tvorí až 39% z CPI. Možné dôvody prečo sčasti neplatí PKS v obchodovateľnom sektore SR sú nasledovné: 1) môže obsahovať významné neobchodovateľné komponenty, ktoré prispievajú k neúplnej konkurencii, 2) zahrňuje vyššie ceny za skvalitňované doma vyrobené obchodovateľné produkty, reputáciu a marketing.

Graf 6 Reakcia oboch premenných (SK, HMÚ) na šok v ULC na Slovensku (+ 0,014)

Zdroj: Vlastné výpočty

4.3.4 Sektor celého hospodárstva

Jednotkové náklady na prácu celkovo¹⁸ poskytujú prehľad nad efektivitou hospodárenia danej krajiny. Čím je hospodárenie efektívnejšie tým je nižšie ULC. Pri pretrvávajúcej diferencii medzi dynamikami s váženým priemerom takej eurozóny znamená celkovo efektívne alebo neefektívne hospodárenie z dlhodobého hľadiska podporu prehlbovania odlišností medzi krajinami, zvýhodnenie alebo znevýhodnenie na základe konkurencieschopnosti a podporu pretrvávajúcej výkyvov od rovnováhy, či v ULCI alebo CPI.

Tabuľka 8 Hospodársky sektor celkovo

(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%			(y, x)	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%		
		g_y	g_x	b			g_y	g_x	b
AT_€	4		0,006927	1,02	CZ_V4	1	-0,013117	0,87	
BE_€	4	-0,099474		1,00	HU_V4	3	-0,018912	0,83	
ES_€	4	-0,011022		0,96	PL_V4	2	-0,036997	1,17	
FI_€	1	-0,039162	0,020257	0,99	SK_V4	2	-0,017719	0,90	
FR_€	5	-0,015546	0,048531	1,00	CZ_€	3	-0,019111	1,03	
GE_€	2		-0,006856	1,04	HU_€	4	-0,008693	0,90	
IE_€	2	0,04389		0,97	PL_€	4	-0,033691	1,08	
IT_€	5		-0,004104	0,98	SK_€	2	-0,009983	1,00	
LU_€	3	0,009238	0,002882	0,99					
NL_€	4	-0,004201	-0,001999	0,98					

Vysvetlivky: € (alebo V4) znázorňuje vážený priemer krajín eurozóny (alebo V4) očistený od pozorovanej krajiny

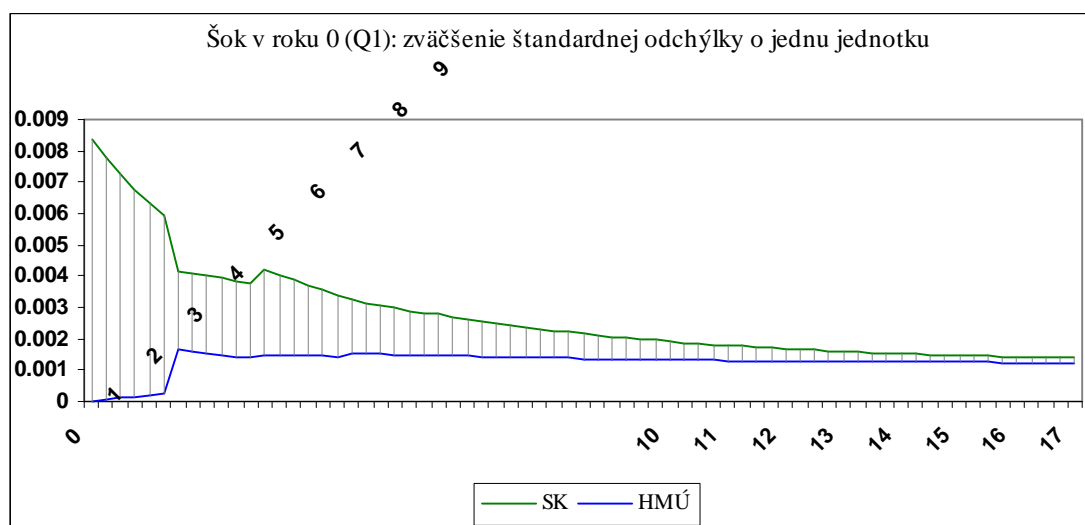
Zdroj: Vlastné výpočty

¹⁸ Výsledky nespomenutých dvoch sektorov nájdete v prílohe v tab. P.G.

Ako si môžeme všimnúť z tabuľky 8, rýchlosti prispôsobovania sa všeobecne zmenšili oproti ostatným sektorom. V priemere sa však dokázali $\ln(ULCI)$ adaptovať na simulovaný šok lepšie ako v sektore výstavby a napriek nižšej rýchlosti prispôsobovania sa, sa im podarilo absolútne skonvergovať v časovom horizonte 11 rokov od simulovaného šoku. Koeficienty kointegrácie sa opäť pohybovali v tesnej blízkosti úrovne jedna.

Slovensko potvrdilo kointegráciu v oboch prípadoch. Môžeme si všimnúť, že pre všetky krajiny V4 bola potvrdená rýchlosť prispôsobovania sa smerom k váženému priemeru a nie opačne. Čo to teda znamená ak v SR budú napríklad rásť mzdy rýchlejšie ako v eurozóne? Z grafu 7, ktorý nám sprostredkoval obraz o reakcii úrovne $\ln(ULCI)$ HMÚ na simulovaný šok v $\ln(ULCI)$ SR, ktorý zdvihol ich úroveň o +0,008, môžeme vyčítať snahu konvergencie SR k hladinám HMÚ. No ako vidíme priebeh je zdĺhavý aj keď ku koncu pozorovaného obdobia od fiktívneho šoku vidíme minimalizovanie rozptylu od rovnováhy a tým pádom aj minimalizovanie rozdielností v rastoch. Opäť ako vo všetkých ostatných sektoroch sa teda potvrdil predpoklad kointegrácie s váženým priemerom eurozóny.

Graf 7 Reakcia oboch premenných (SK, HMÚ) na šok v ULC na Slovensku (+ 0,008)



Zdroj: Vlastné výpočty

5 Záver

Naším hlavným cieľom bolo zistiť ako a či vôbec jednotkové náklady práce jednotlivých krajín eurozóny a SR konvergujú k váženému priemeru nami pozorovaných krajín HMÚ. Použili sme rôzne typy testov a skúmali sme absolútnu a relatívnu konvergenciu. Dôležité bolo zistenie, že sa potvrdila kointegrácia medzi pozorovanými logaritmovanými ULC indexmi i za predpokladu absolútnej konvergencie. To znamená, že ak v budúcnosti bude dynamika ULC nadväzovať na jej vývoj ex post a nestane sa niečo neočakávané, nemusíme sa obávať z dlhodobého hľadiska pretrvávania divergencií či z pohľadu krajín eurozóny alebo SR. Z našich odhadov taktiež vyplýva, že slovenské ULC indexy vytvárali najmenší rozptyl

okolo rovnováhy eurozóny za nami pozorované časové obdobie v porovnaní s ostatnými krajinami V4 vo všetkých hospodárskych sektoroch, vynímajúc sektor výstavby. Pozitívne bolo taktiež zistenie, že konvergujúce jednotkové náklady práce krajín eurozóny v priemere zmiernili odhadnutý rozptyl okolo rovnováhy relatívne k časovému obdobiu pred rokom 1999 o 47 percent v rámci všetkých sektorov. Predpokladáme, že práve podobný jav by sa mohol dať očakávať i v SR po zavedení spoločnej meny s eurozónou.

Po prijatí eura v roku 2009 sa SR dostáva na novú cestu s obmedzeniami, ktoré so sebou prináša jednotná mena. Ungerman a Pick (2004) definovali túto „pascu“ spoločnej meny cez trojité obkľúčenie. Po prvé, takáto krajina si nemôže dovoliť príliš nízke mzdy kvôli tomu, že by ľudia začali odchádzať za lepšie ohodnotenou prácou do susedných krajín. Na strane druhej nemôže mať z dlhodobého hľadiska vyššiu mieru rastu miezd ako produktivity lebo výroba v takejto krajine je drahšia a mala by vyššie mzdové náklady ako konkurencia (pričom produktivita sa nedá zvýšiť zo dňa na deň). A za tretie, svoje vyššie náklady si už nemôže vyhladiť znehodnotením domácej meny pretože tento mechanizmus pre spoločnú menu stratila.

Udržanie konkurencieschopnosti slovenskej ekonomiky voči eurozóne, je najdôležitejším kritériom v úspešnosti jej ekonomického napredovania. Momentálne SR čerpá z výhod rýchlejšieho rastu produktivity vďaka správne nasmerovaniu investícií do priemyselného sektora, pri ktorom si ešte stále môže dovoliť rýchlejší rast miezd, pretože nepôsobí proinflačne. Júnová aktualizácia makroekonomickej prognózy MF SR na roky 2008 až 2011 dokonca predpokladá, že rast priemernej mzdy bude síce v budúcnosti dobiehať rast produktivity avšak tempo jej rastu by nemalo byť rýchlejšie.

Napriek potvrdeniu kointegrácie ULC SR s váženým priemerom eurozóny a pozitívnu víziu efektívneho rastu daného ukazovateľa, si treba dávať pozor na nami nepredpokladanú dlhodobú či strednodobú divergenciu od rovnováhy hlavne v prípade vyšších jednotkových nákladov práce u nás. Treba sa vyhnúť situácii, že pre možnú nižšiu atraktivnosť priemyselného sektora v budúcnosti budú zahraničné investície tiecť prevažne do sektoru výstavby, ktorý nepodporí zo svojimi siedmimi percentami z HDP celkovú produktivitu a nepomôže vo vylepšení konkurencieschopnosti pri neustále narastajúcich mzdách v iných sektoroch. Varovným príkladom je momentálne Španielsko, ktoré trpí pre nárast štrukturálnej nezamestnanosti, čelí neustálym inflačným tlakom a bojuje so stále zhodnocujúcim sa reálnym kurzom.

Popri Španielsku si ďalšie tri južné krajiny eurozóny (Grécko, Portugalsko a Taliansko) tiež mysleli, že budú po zavedení eura rýchlejšie konvergovať smerom ku konkurenčným krajinám a dúfali, že sa naštartuje ich produktivita avšak tá ostala naďalej na nízkych úrovniach. Jednou z týchto krajín bolo Portugalsko, ktoré síce z dlhodobého hľadiska potvrdilo kointegráciu v rámci $\ln(ULCI)$ s eurozónou, no vykazuje momentálne tak nízku konkurencieschopnosť ako nikdy od 80-tych rokov. Táto krajina bola v našej štúdiu označená ako najrýchlejšie sa prispôsobujúca prípadným šokom, ktoré spôsobili odchýlenie dynamiky $\ln(ULCI)$ smerom od rovnováhy. Pod tým „rýchlym“ procesom adaptácie novým podmienkam myslíme časové obdobie, ktoré trvá najmenej šesť rokov. Olivier Blanchard (2006), ktorý skúmal prípad Portugalska vidí riešenie v prepúšťaní ľudí, ktoré spôsobí nižší nominálny rast miezd až pokiaľ sa nezníži celkové ULC relatívne k priemeru eurozóny a oživí sa dopyt a produkcia. No možno očakávať dlhý a náročný proces. Tu treba podotknúť, že čím väčšie sú nominálne či reálne rigidity, o to väčšie množstvo nezamestnaných je treba k nadobudnutiu stratenej konkurencieschopnosti.

Napriek tomu, že sa v prípade SR nevyskytol počas nášho skúmania markantný problém, ktorý by mohol stáť v ceste našej kointegrácie s váženým priemerom eurozóny, nesmieme v tomto smere povoliť a udržať si túto pozíciu hlavne po zavedení eura, pretože i strednodobá divergencia ako sme mohli vidieť, prináša so sebou reálne hospodárske náklady akou je podhodnotenie alebo nadhodnotenie investícií, pomalší rast ekonomiky alebo stúpajúca štrukturálna nezamestnanosť.

Zoznam použitej literatúry

- Barro R.J., Sala-I-Martin X. 1991: Convergence across States and Regions; Brooking Papers on Economic Activity
- Blanchard O. 2006: Adjustment within the Euro. The Difficult Case of Portugal; Portuguese Economic Journal; Springer Berlin; Heidelberg, April
- Blanchard O. 2006: Current Account Deficits in Rich Countries, Paper presented at the 7th Jacques Polak Annual Research Conference; Hosted by the International Monetary Fund; Washington, DC; November 9-10
- Breitung J. 2005: A Parametric Approach to the Estimation of Cointegration Vectors; Paper presented at the annual meeting of the American Political Science Association; Marriott Wardman Park; Omni Shoreham; Washington Hilton; Washington, DC; Sep 01
- Dullien S., Fritsche U. 2007: Does the Dispersion of Unite Labor Cost Dynamics in the EMU Imply Long-run Divergence?; German Institute for Economic Research; Berlin; March 2007
- Engle R.f., Granger C.W.J. 1987: Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing; Econometrica
- Fritsche U., Dullien S. 2007: Anhaltende Divergenz der Lohnstückkostenentwicklung im Euroraum problematisch; German Institute for Economic Research
- Gabrisch H. 2007: Institutionelle Defizite und wachsende Spannungen in der Euro-Zone; Wirtschaft im Wandel 7/2007, s.257-263, Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Deutschland
- Hammersland R. 2006: Cointegration analysis in time series models with a small cross-sectional dimension; Research department; Norges Bank
- Hüfner F., Koske I 2008: The Euro Changeover in the Slovak Republic Implications for Inflation and Interest Rates; OECD; background paper presented for the Informal EDRC Seminar on 9 July 2008
- Nienke Oomes 2004: Maintaining Competitiveness under Equilibrium Real Appreciation: The Case of Slovakia, International Monetary Fund, Economic Systems 29 (2005) 187-204
- OECD 2008: Economic Policy Reforms Going for Growth; ISBN 978-92-64-04284-1
- Rudd J., Whelan K. 2002: Does the Labor Share of Income Drive Inflation?; Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, May 30
- Schwarzer D. 2007: Spannungen im Club der 13- Reformbedarf der Eurozone; Internationale Politikanalyse; Friedrich Ebert Stiftung; D-53170; März
- Šilan J., Kačurová M. 2008: Čo prináša junová aktualizácia makroekonomickej prognózy MF SR na roky 2008-2011; komentár 2008/11, Bratislava, Inštitút finančnej politiky, <http://www.finance.gov.sk>
-

Denníky:

Pick M., Ungerman J. 2004: Co po Washingtonském konsensu? Poučení z ekonomického kolapsu východu Německa; Denník Bristké listy; 22.7

Choyleva D. 2008: ECB's Divergence Woes; Lombard Street Research; Daily note 13.2

Choyleva D. 2008: German consumers need „joie de vivre”; Lombard Street Research; Daily note 28.4

Choyleva D. 2008: Fiscal stimulus – no panacea for Spain; Lombard Street Research; Daily note 29.4

Príloha

Tabuľka P.A: **Priemyselná klasifikácia**

**Medzinárodná štandardná priemyselná klasifikácia
všetkých ekonomických aktivít**

Kategórie	Názov sektorov
A:	Poľnohospodárstvo, poľovníctvo a lesníctvo
B:	Rybárstvo
C:	Baníctvo a ťažba
D:	Manufaktúra
E:	Výroba a rozvod elektriny, plynu a vody
F:	Výstavby
G:	Veľkoobchod a maloobchod, oprava motorových vozidiel, motoriek a súkromného a domáceho tovaru
H:	Hotely a reštaurácie
I:	Doprava, skladovanie, pošty a telekomunikácie
J:	Finančné sprostredkovania
K:	Nehnuteľnosti, prenájom a obchodné činnosti
L:	Verejná správa a obrana; povinná sociálna bezpečnosť
M:	Školstvo
N:	Zdravotníctvo a sociálna práca
O:	Iné obecné, sociálne a súkromné služobné aktivity
P:	Súkromné domácnosti so zamestnanými osobami
Q:	Extra-teritoriálne organizácie a orgány

zdroj: United Nation publikácie (St/ESA/STAT/SER.M/4/Rev.3),sales No.E.90XVII.11.

Kategórie	Sektory, podľa OECD
C-K	Podnikania bez poľnohospodárstva (9) PBP
F	Výstavby (1) VYS
C-E	Priemyslu (3) PRI
D	Spracovateľského priemyslu (1) MAN
G-K	Trhových služieb (5) TRS

Tabuľka P.B: Panelové testy na identifikáciu jednotkových koreňov

ln(ULCI) Panel Unit Root Tests, y

Územie:	Sektor	Test	I(0)	I(1)	I(2)	
EUROZÓNA	Podnikania bez poľnohospodárstva	Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
	Výstavby	Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
	Priemyslu	Levin,Lin & Chu	0,84	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	0,02	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	0,10	0,00	0,00	
	Spracovateľského priemyslu	Levin,Lin & Chu	0,87	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	0,36	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	0,73	0,00	0,00	
	Trhových služieb	Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
	Celkom	Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
	V4	Podnikania bez poľnohospodárstva	Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00
			ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00
			PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00
Výstavby		Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
Priemyslu		Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
Spracovateľského priemyslu		Levin,Lin & Chu	0,99	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
Trhových služieb		Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,01	0,00	
Celkom		Levin,Lin & Chu	1,00	0,00	0,00	
		ADF-Fisher Chi-square	1,00	0,00	0,00	
		PP-Fisher Chi-square	1,00	0,09	0,00	

Ak p-hodnota > 0,05 akceptovanie H0 hypotézy, H0: obsahuje jednotkový koreň

Zdroj: Vlastné výpočty

Testy na spoločné jednotkové korene

Levin, Lin, Chu

Testy na individuálne jednotkové korene

Fisher ADF, Fisher PP

Tabuľka P.C: Panelové testy na identifikáciu jednotkových koreňov

		Diferenciály ln(ULCI), Panel Unit Root Testy							
		Relatívna konvergencia				Absolútna konvergencia			
		$x_{\epsilon} - y_{\epsilon}$	$x_{V4} - y_{V4}$	$x_{V4} - y_{\epsilon}$		$x_{\epsilon} - y_{\epsilon}$	$x_{V4} - y_{V4}$	$x_{V4} - y_{\epsilon}$	
PBP	Breitung	0,296	0,835	0,997	Levin,Lin,Chu	0,002	0,737	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,010	0,428	0,731	ADF-Fisher Chi-square	0,014	0,900	0,000	π
					PP-Fisher Chi-square	0,000	0,960	0,000	π
VYS	Breitung	0,979	1,000	0,728	Levin,Lin,Chu	0,002	0,101	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,299	0,565	0,100	ADF-Fisher Chi-square	0,042	0,025	0,004	π
					PP-Fisher Chi-square	0,038	0,000	0,000	π
IND	Breitung	0,532	0,113	0,932	Levin,Lin,Chu	0,000	0,622	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,021	0,346	0,651	ADF-Fisher Chi-square	0,000	0,282	0,000	π
					PP-Fisher Chi-square	0,000	0,560	0,000	π
MAN	Breitung	0,950	0,239	0,907	Levin,Lin,Chu	0,000	0,624	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,685	0,464	0,366	ADF-Fisher Chi-square	0,000	0,518	0,000	π
					PP-Fisher Chi-square	0,000	0,684	0,000	π
TRS	Breitung	0,009	0,743	0,998	Levin,Lin,Chu	0,000	0,382	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,029	0,701	0,356	ADF-Fisher Chi-square	0,000	0,856	0,000	π
					PP-Fisher Chi-square	0,000	0,974	0,000	π
ODK	Breitung	0,840	0,972	1,000	Levin,Lin,Chu	0,000	0,819	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,000	0,828	0,845	ADF-Fisher Chi-square	0,000	0,945	0,000	π
					PP-Fisher Chi-square	0,000	0,925	0,000	π
TOTAL	Breitung	0,296	0,835	0,997	Levin,Lin,Chu	0,002	0,737	0,000	$\rho=\pi$
	Im,Pesaran,Shin	0,010	0,428	0,731	ADF-Fisher Chi-square	0,014	0,900	0,000	π
					PP-Fisher Chi-square	0,000	0,960	0,000	π

Ak p-hodnota > 0,05 akceptovanie H0 hypotézy, H0: obsahuje jednotkový koreň

Zdroj: Vlastné výpočty

Testy na spoločné jednotkové korene

Levin, Lin, Chu...bez individuálnych efektov, NW-BW,BK,SIC-Lag

Breitung...individuálne efekty + individuálne trendy, SIC-Lag

Testy na individuálne jednotkové korene

Im, Pesaran, Shin...individuálne efekty s trendom alebo bez, SIC-Lag

Fisher ADF...bez individuálnych efektov, SIC-Lag

Fisher PP...bez individuálnych efektov, NW-BW,BK

NW-BW...Newey-West Bandwidth Selection, BK...Barlett Kernel Method, SIC-Lag...Schwarz Identification Criterion Lag Selection

Tabuľky P.D: Výsledky statického kointegračného testovania

Tab. P.D.1: Sektor PBP

Static cointegration test results, Engle and Granger method (1987)

(y, x)	t-stat. (ADF)	p-hodnota	c	H0: c = 0	b	H0: b = 1
AT_€	-1,9575	0,0487	-1,7336	0,0743	1,4005	0,0596
BE_€	-2,1355	0,0324	-0,7233	0,0041	1,1556	0,0032
ES_€	-2,7695	0,0064	-4,7739	0,0000	2,0304	0,0000
FI_€	-3,7806	0,0250	14,57790	0,0000	-2,2059	0,0000
FR_€	-2,8812	0,0046	-0,0896	0,3928	1,0217	0,3396
GE_€	-3,9547	0,0002	8,6283	0,0000	-0,9138	0,0000
IR_€	-1,5714	0,1084	-0,1703	0,6283	1,0338	0,6577
IT_€	-1,3224	0,1703	0,0679	0,9045	0,9916	0,9454
LX_€	-2,6708	0,0083	-2,1327	0,0000	1,4622	0,0000
NL_€	-2,7177	0,0074	-0,1199	0,8619	1,0117	0,9390
PT_€	-2,5933	0,0102	-7,3463	0,0000	2,5882	0,0000
CZ_V4	-0,3503	0,5535	-0,6828	0,1358	1,1723	0,0824
HU_V4	-0,7911	0,3682	-0,1349	0,8183	1,0552	0,6663
PL_V4	-1,3959	0,1493	2,1077	0,0000	0,5223	0,0000
SK_V4	-1,7049	0,0833	-1,4082	0,0020	1,3120	0,0009
CZ_€	-2,9770	0,0036	-22,2102	0,0000	5,7946	0,0000
HU_€	-1,7938	0,0694	-28,9650	0,0000	7,2604	0,0000
PL_€	-1,7506	0,0760	-3,8575	0,0345	1,8122	0,0339
SK_€	-1,8907	0,0566	-16,0767	0,0000	4,4643	0,0000

Potvrdená signifikantnosť ak p-hodnota < 0,10

Zdroj: Vlastné výpočty

Tab. P.D.2: Sektor MAN

Static cointegration test results, Engle and Granger method (1987)

(y, x)	t-stat. (ADF)	p-hodnota	c	H0: c = 0	b	H0: b = 1
AT_€	-2,7974	0,0058	-2,7436	0,0054	1,6321	0,0023
BE_€	-1,9403	0,0506	0,3801	0,5901	0,9227	0,6111
ES_€	0,0295	0,6884	-0,2411	0,9184	1,0456	0,9284
FI_€	-3,0624	0,0027	10,0485	0,0000	-1,1278	0,0000
FR_€	-1,5323	0,1168	1,9981	0,0001	0,5963	0,0000
GE_€	-4,1533	0,0001	7,2565	0,0000	-0,5745	0,0000
IR_€	-1,6668	0,0900	19,7843	0,0000	-3,2712	0,0000
IT_€	-1,0812	0,2503	10,8508	0,0000	-1,3464	0,0000
LX_€	-1,6186	0,0990	1,1996	0,3282	0,7622	0,3690
NL_€	-2,2389	0,0253	-0,0968	0,8324	1,0244	0,8048
PT_€	-1,6599	0,0913	-11,6969	0,0000	3,5222	0,0000
CZ_V4	-2,1574	0,0311	2,2798	0,0000	0,4665	0,0000
HU_V4	-4,6177	0,0000	5,4420	0,0000	-0,2209	0,0000
PL_V4	-1,8100	0,0672	-0,2616	0,7995	1,1071	0,6420
SK_V4	-1,4017	0,1478	2,8545	0,0000	0,3800	0,0000
CZ_€	-3,4903	0,0007	-17,1914	0,0377	4,7076	0,0339
HU_€	-2,1369	0,0324	-20,3471	0,0639	5,3743	0,0604
PL_€	-2,3404	0,0201	19,7063	0,0006	-3,2659	0,0000
SK_€	-1,5763	0,1072	-3,8773	0,2369	1,8108	0,2476

Potvrdená signifikantnosť ak p-hodnota < 0,10

Zdroj: Vlastné výpočty

Tab. P.D.3: Sektor TRS

Static cointegration test results, Engle and Granger method (1987)

(y, x)	t-stat. (ADF)	p-hodnota	c	H0: c = 0	b	H0: b = 1
AT_€	-2,4574	0,0147	-0,1948	0,3340	1,0409	0,3486
BE_€	-2,5764	0,0107	1,0080	0,3791	0,7583	0,3430
ES_€	-2,9881	0,0034	-4,4383	0,0000	1,9548	0,0000
FI_€	-0,7446	0,3894	3,2658	0,0000	0,2941	0,0000
FR_€	-2,6872	0,0079	0,8500	0,0789	0,8046	0,0666
GE_€	-2,5710	0,0109	2,6923	0,0000	0,4129	0,0000
IR_€	-1,9892	0,0455	-2,9886	0,0000	1,6363	0,0000
IT_€	-1,7481	0,0764	1,1465	0,0018	0,7583	0,0017
LX_€	-2,1271	0,0331	-0,0497	0,9650	0,9869	0,9588
NL_€	-2,9923	0,0034	-1,4557	0,0000	1,3167	0,0000
PT_€	-2,7725	0,0063	-4,3366	0,0000	1,9378	0,0000
CZ_V4	-0,9036	0,3197	0,0810	0,7863	0,9990	0,9874
HU_V4	-0,8829	0,3285	-0,2654	0,5071	1,0861	0,3220
PL_V4	-1,3461	0,1629	1,3782	0,0000	0,6835	0,0000
SK_V4	-1,6480	0,0933	-2,1333	0,0000	1,4740	0,0000
CZ_€	-3,0133	0,0032	-21,4700	0,0000	5,6311	0,0000
HU_€	-1,8906	0,0565	-27,5088	0,0000	6,9484	0,0000
PL_€	-1,5401	0,1148	-8,7343	0,0000	2,8703	0,0000
SK_€	-2,4844	0,0141	-20,6545	0,0000	5,4592	0,0000

Potvrdená signifikantnosť ak p-hodnota < 0,10

Zdroj: Vlastné výpočty

Tab. P.D.4: Sektor TOTAL

Static cointegration test results, Engle and Granger method (1987)

(y, x)	t-stat. (ADF)	p-hodnota	c	H0: c = 0	b	H0: b = 1
AT_€	-4,4172	0,0000	-0,8610	0,2370	1,2064	0,1974
BE_€	-2,4996	0,0131	-1,8826	0,0000	1,4063	0,0000
ES_€	-2,3454	0,0196	1,9670	0,1547	0,5445	0,1321
FI_€	-0,9105	0,3176	10,4010	0,0000	-1,2828	0,0000
FR_€	-3,0944	0,0025	-0,0152	0,8924	1,0049	0,8404
GE_€	-1,5523	0,1124	8,0760	0,0000	-0,7887	0,0000
IR_€	-1,2189	0,2020	-3,0594	0,0000	1,6643	0,0000
IT_€	-1,6382	0,0953	0,2066	0,6938	0,9614	0,7341
LX_€	-2,8285	0,0053	-3,4680	0,0000	1,7507	0,0000
NL_€	-2,1184	0,0338	-0,5728	0,4162	1,1060	0,4946
PT_€						
CZ_V4	-0,4906	0,4983	-0,8244	0,0138	1,2010	0,0045
HU_V4	-1,5795	0,1066	-0,5901	0,1913	1,1520	0,1172
PL_V4	-1,1741	0,2162	1,4574	0,0000	0,6652	0,0000
SK_V4	-0,9848	0,2865	-0,4360	0,1288	1,1021	0,0975
CZ_€	-2,6440	0,0090	-22,5578	0,0000	5,8659	0,0000
HU_€	-1,8216	0,0655	-30,1826	0,0000	7,5166	0,0000
PL_€	-2,0127	0,0434	-7,0027	0,0000	2,4942	0,0000
SK_€	-3,1253	0,0025	-13,6896	0,0000	3,9509	0,0000

Potvrdená signifikantnosť ak p-hodnota < 0,10

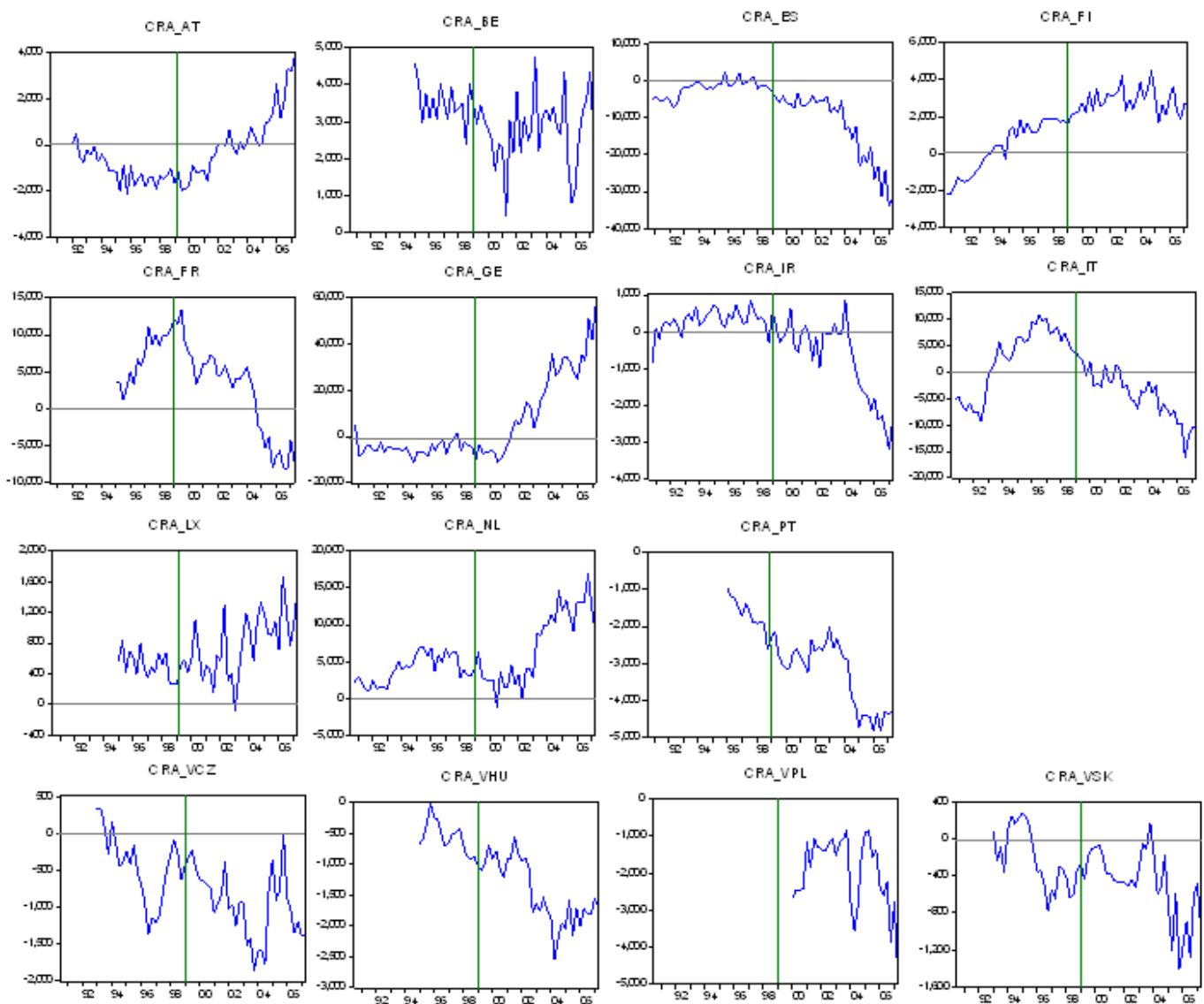
Zdroj: Vlastné výpočty

Tabuľka P.E: **Priemerné korene kvadratických kointegračných reziduálov za obdobia 90-98 a 99-07 v rámci jedného kvartálu, sektor TOTAL**

TOTAL (y, x)	Priemerné korene kvad. koint. reziduálov 90_98		Priemerné korene kvad. koint. reziduálov 99_07	
	$\sigma_{-l}(0)$	$\mu_{-l}(1)_{90_98}$	$\sigma_{-l}(0)$	$\mu_{-l}(1)_{99_07}$
AT_€	0,0233	-0,0318	0,0088	-0,2229
BE_€	0,0339	0,2670	0,0170	0,0494
ES_€	0,0450	0,1283	0,0154	0,4242
FI_€	0,0696	-0,8498	0,0425	-0,0186
FR_€	0,0138	-0,0848	0,0083	0,0497
GE_€	0,0459	0,1876	0,0141	-0,5380
IR_€	0,0457	-0,1647	0,0318	0,5381
IT_€	0,0641	-0,2227	0,0345	0,3214
LX_€	0,0212	0,1008	0,0109	0,3223
NL_€	0,0155	0,1599	0,0181	0,2268
PT_€				
CZ_V4	0,0319	0,1350	0,0878	0,8534
HU_V4	0,1219	-1,5290	0,1047	1,1442
PL_V4	0,0578	0,2937	0,0734	-1,1189
SK_V4	0,0632	-0,8124	0,0715	0,8686
CZ_€	0,1792	1,7896	0,1049	0,9008
HU_€	0,2388	1,6439	0,1098	1,5200
PL_€	0,1114	1,7781	0,0810	-0,0525
SK_€	0,0602	0,9330	0,0442	0,8278

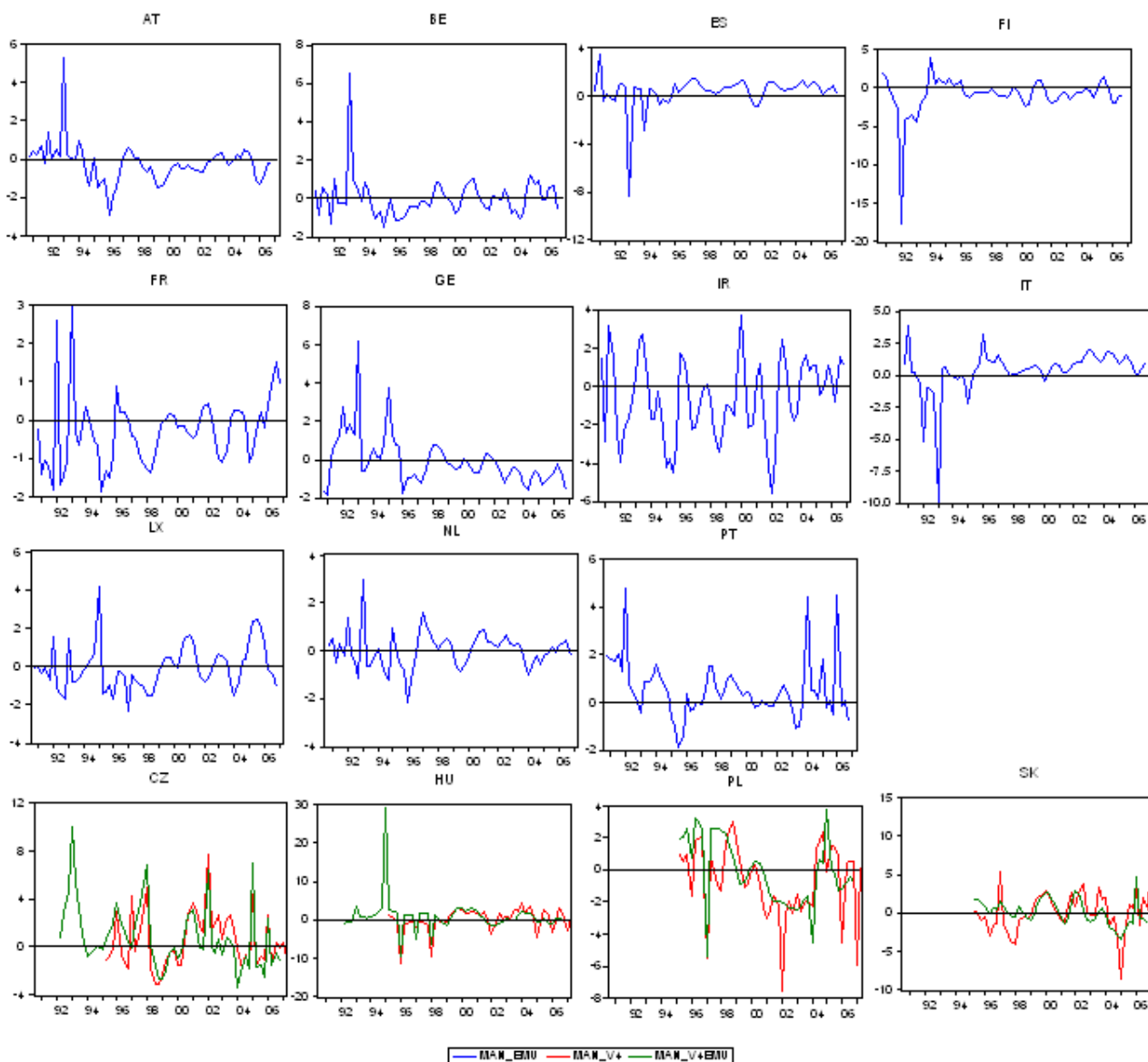
$\mu_{-l}(1) = (\Delta ULCI_i - \Delta ULCI_{i \in \text{alebo } v4}) \dots$ priemerný spread medzi skutočnými kvartálnymi prírastkami
Zdroj: Vlastné výpočty

Graf P.1: **Bežné účty, v USD**



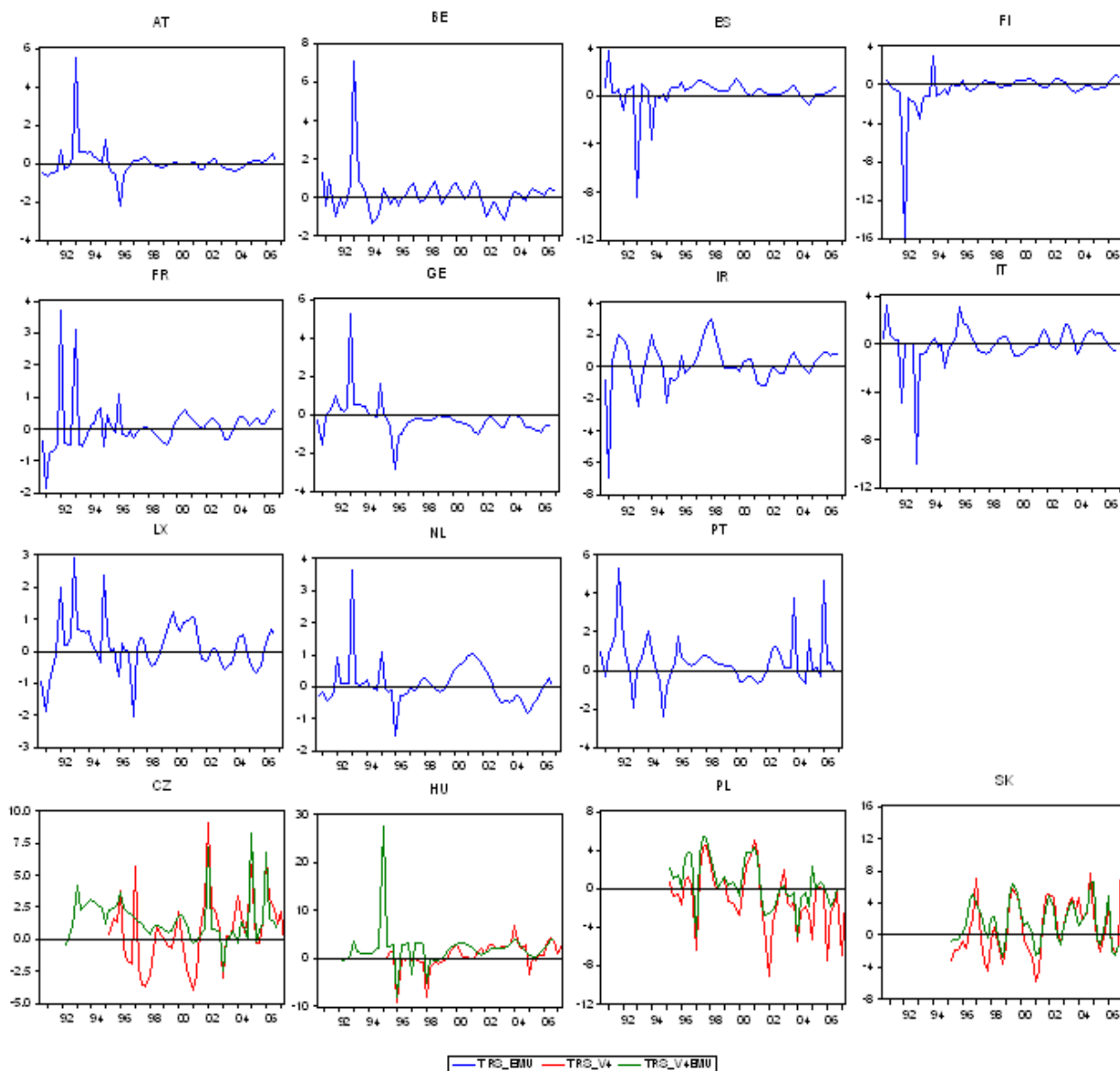
Zdroj: OECD

Graf P.2: Dynamika kvartálnych národných rastových ULC odchýlok od priemeru HMÚ alebo V4, Sektor spracovateľského priemyslu



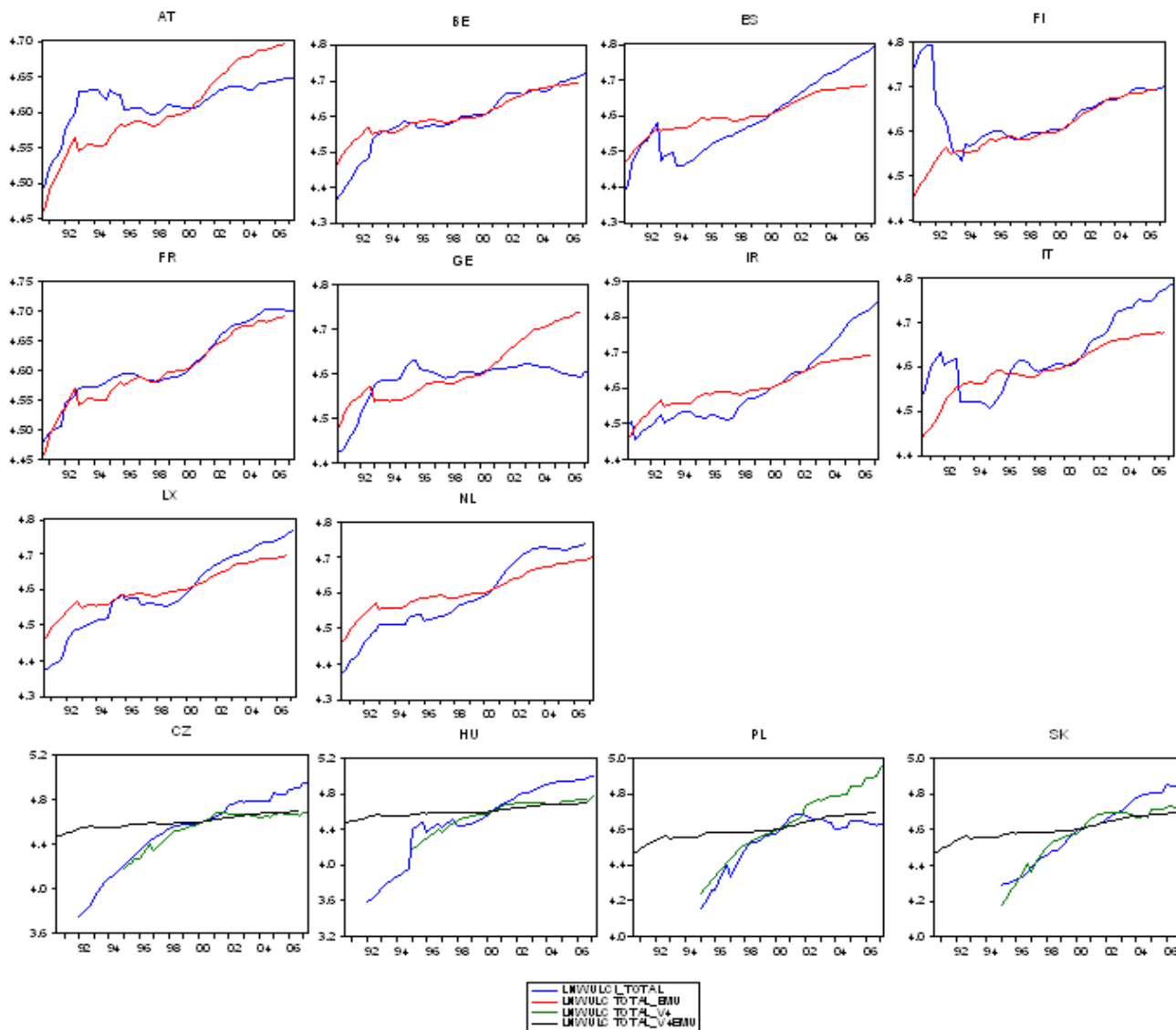
Zdroj: Vlastné výpočty

Graf P.3: Dynamika kvartálnych národných rastových ULC odchýlok od priemeru HMÚ alebo V4, Sektor trhových služieb



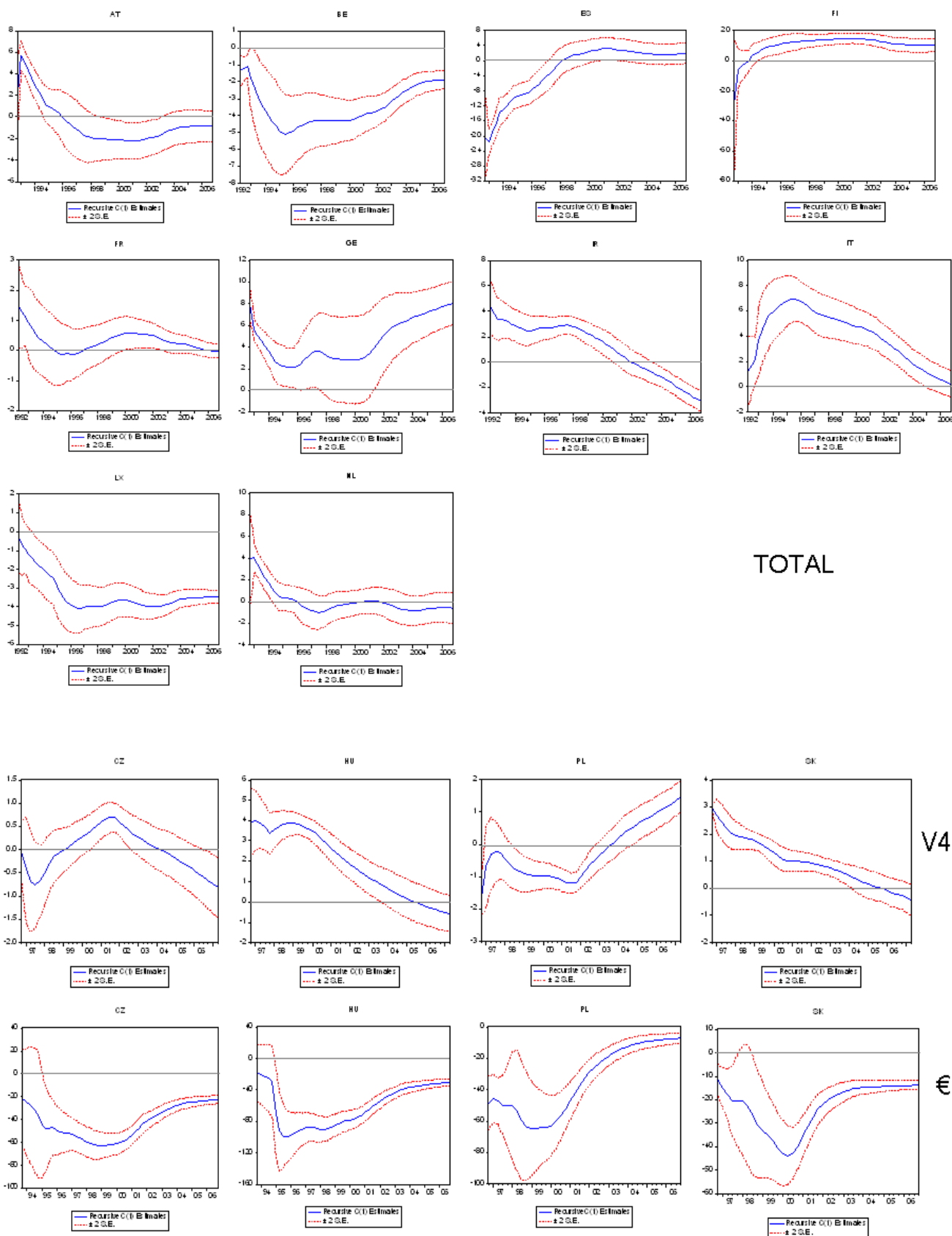
Zdroj: Vlastné výpočty

Graf P.4: Logaritmované ULC indexy, TOTAL



Zdroj: OECD

Graf P.5: Rekurzívne konštanty, sektor TOTAL



Zdroj: Vlastné výpočty

Tabuľky P.F: **Kointegračné bodovanie**, sektory: PBP, VYS, PRI, MAN, TRS, ODK a TOTAL

PBP (y, x)	PEDRONI reziduálny Panelový koint. test*		ADF- test , Statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné Body : max 5
	Model I $\rho < 0,98$	Model II $\rho < 0,98$	Model II	Model I	Model I, VEC	
AT_€		X	XX		X	4
BE_€	X	X		X	X	4
ES_€		X		X	X	3
FI_€		X		X	X	3
FR_€	X	X	XX		X	5
GE_€		X		X	X	3
IR_€	X	X			X	3
IT_€	X	X			X	3
LX_€	X	X		X	X	4
NL_€	X	X	XX		X	5
PT_€		X		X	X	3
CZ_V4					X	1
HU_V4					X	1
PL_V4		X			X	2
SK_V4		X		X	X	3
CZ_€	X	X		X		3
HU_€	X	X		X	X	4
PL_€	X	X		X	X	4
SK_€	X	X		X	X	4

*Granger Method, **Johansen method

Zdroj: Vlastné výpočty

VYS (y, x)	PEDRONI reziduálny Panelový koint. test*		ADF- test , Statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné Body : max 5
	Model I $\rho < 0,98$	Model II $\rho < 0,98$	Model II	Model I	Model I, VEC	
AT_€		X	XX		X	4
BE_€		X		X	X	3
ES_€		X		X	X	3
FI_€	X	X	XX		X	5
FR_€		X		X	X	3
GE_€		X			X	2
IR_€		X		X	X	3
IT_€	X	X			X	3
LX_€	X	X		X	X	4
NL_€		X		X	X	3
PT_€		X	XX		X	4
CZ_V4	X	X			X	3
HU_V4		X		X	X	3
PL_V4	X	X		X	X	4
SK_V4	X	X		X	X	4
CZ_€	X	X		X		3
HU_€	X	X		X	X	4
PL_€	X	X			X	3
SK_€	X	X		X	X	4

*Granger Method, **Johansen method

Zdroj: Vlastné výpočty

PRI (y, x)	PEDRONI reziduálny Panelový koint. test*		ADF- test , Statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné Body : max 5
	Model I $\rho < 0,98$	Model II $\rho < 0,98$	Model II	Model I	Model I, VEC	
AT_€				X	X	2
BE_€	X	X	XX		X	5
ES_€				X	X	2
FI_€				X	X	2
FR_€			XX		X	3
GE_€		X		X	X	3
IR_€				X	X	2
IT_€		X		X	X	3
LX_€	X	X	XX			4
NL_€						0
PT_€	X			X	X	3
CZ_V4		X				1
HU_V4	X				X	2
PL_V4		X	XX			3
SK_V4	X	X	XX			4
CZ_€	X	X		X	X	4
HU_€	X	X		X	X	4
PL_€	X	X		X	X	4
SK_€	X	X		X	X	4

*Granger Method, **Johansen method
Zdroj: Vlastné výpočty

MAN (y, x)	PEDRONI reziduálny Panelový koint. test*		ADF- test , Statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné Body : max 5
	Model I $\rho < 0,98$	Model II $\rho < 0,98$	Model II	Model I	Model I, VEC	
AT_€		X		X	X	3
BE_€	X	X	XX			4
ES_€		X			X	2
FI_€	X	X		X	X	4
FR_€	X	X			X	3
GE_€		X		X	X	3
IR_€	X	X		X	X	4
IT_€		X			X	2
LX_€	X		XX			3
NL_€	X	X	XX		X	5
PT_€	X	X		X	X	4
CZ_V4		X		X		2R
HU_V4	X	X		X	X	4
PL_V4		X	XX			3
SK_V4	X	X				2
CZ_€	X	X		X	X	4
HU_€	X	X		X	X	4
PL_€		X		X	X	3
SK_€	X	X			X	3

*Granger Method, **Johansen method
Zdroj: Vlastné výpočty

TRS (y, x)	PEDRONI reziduálny Panelový koint. test*		ADF- test , Statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné Body : max 5
	Model I $\rho < 0,98$	Model II $\rho < 0,98$	Model II	Model I	Model I, VEC	
AT_€	X	X	XX		X	5
BE_€	X	X	XX		X	5
ES_€		X		X	X	3
FI_€	X				X	2
FR_€	X	X	XX		X	5
GE_€		X		X	X	3
IR_€		X		X	X	3
IT_€	X	X		X	X	4
LX_€	X	X	XX		X	5
NL_€	X	X		X	X	4
PT_€		X		X	X	3
CZ_V4					X	1
HU_V4					X	1
PL_V4		X			X	2
SK_V4		X		X	X	3
CZ_€		X		X		2R
HU_€	X	X		X		3
PL_€	X	X			X	3
SK_€		X		X	X	3

*Granger Method, **Johansen method
Zdroj: Vlastné výpočty

TOTAL (y, x)	PEDRONI reziduálny Panelový koint. test*		ADF- test , Statický koint. test*		Testy koint. radov bez reštrikcií**	Kointegračné Body : max 5
	Model I $\rho < 0,98$	Model II $\rho < 0,98$	Model II	Model I	Model I, VEC	
AT_€		X	XX		X	4
BE_€	X	X		X	X	4
ES_€		X	XX		X	4
FI_€					X	1
FR_€	X	X	XX		X	5
GE_€		X			X	2
IR_€		X			X	2
IT_€	X	X	XX		X	5
LX_€		X		X	X	3
NL_€		X	XX		X	4
CZ_V4					X	1
HU_V4	X	X			X	3
PL_V4		X			X	2
SK_V4		X			X	2
CZ_€		X		X	X	3
HU_€	X	X		X	X	4
PL_€	X	X		X	X	4
SK_€				X	X	2

*Granger Method, **Johansen method
Zdroj: Vlastné výpočty

Tabuľka P.G: **Signifikantné odhady z VEC modelu**, sektor priemyslu a výstavby

PRI <i>y, x</i>	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%			<i>y, x</i>	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%		
		g_y	g_x	<i>b</i>			g_y	g_x	<i>b</i>
AT_€	2	-0,107004		1,04	CZ_V4	1			
BE_€	5	-0,182961		1,00	HU_V4	2	-0,091897	1,04	
ES_€	2		0,070738	0,97	PL_V4	3			
FI_€	2		0,039639	1,04	SK_V4	4			
FR_€	3	-0,160856		1,03	CZ_€	4	-0,069374	0,96	
GE_€	3	-0,080860		1,04	HU_€	4	-0,063479	1,03	
IR_€	2	-0,149321		1,07	PL_€	4	-0,071468	1,08	
IT_€	3	-0,079487	0,058014	0,94	SK_€	4	-0,054386	0,014836	
LX_€	4								
NL_€	0								
PT_€	3	-0,214133		0,97					

VYS <i>(y, x)</i>	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%			<i>(y, x)</i>	Kointegračné Body : max 5	signifikancia na úrovni 5%		
		g_y	g_x	<i>b</i>			g_y	g_x	<i>b</i>
AT_€	4		0,006649	0,80	CZ_V4	3	-0,073131	1,06	
BE_€	3	-0,053729		1,07	HU_V4	3	0,020897	0,018440	
ES_€	3		0,026397	0,91	PL_V4	4		0,060470	
FI_€	5	-0,073738	-0,008966	1,06	SK_V4	4		0,069040	
FR_€	3	-0,010128	-0,012657	1,09	CZ_€	3			
GE_€	2		-0,013890	1,12	HU_€	4	-0,017827	-0,004349	
IR_€	3		0,021390	0,78	PL_€	3		0,010563	
IT_€	3		0,056999	0,97	SK_€	4	-0,214522	0,91	
LX_€	4		0,012782	0,93					
NL_€	3	0,042127	0,069012	0,95					
PT_€	4	-0,006462	-0,005617	1,22					

Zdroj: Vlastné výpočty