

**MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY
VÝVOJA MAKROEKONOMICKÝCH
UKAZOVATEĽOV
SLOVENSKEJ EKONOMIKY**
(Využitie makroekonomických a odvetvových
informácií kvalitatívneho
a kvantitatívneho charakteru)

Ing. Ján Haluška, PhD.
Ing. Michal Olexa, PhD.
Ing. Jana Juriová
Ing. Miroslav Klúčik

infostat[®] Inštitút informatiky
a štatistiky
DÁVAME INFORMÁCIÁM ZMYSEL

**MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY
VÝVOJA MAKROEKONOMICKÝCH UKAZOVATEĽOV
SLOVENSKEJ EKONOMIKY
(Využitie makroekonomických a odvetvových
informácií kvalitatívneho
a kvantitatívneho charakteru)**

**Ing. Ján Haluška, PhD.
Ing. Michal Olexa, PhD.
Ing. Jana Juriová
Ing. Miroslav Kľúčik**

Edícia: Aktá
Bratislava január 2011

Štúdia obsahuje výsledky 3. etapy riešenia projektu *"Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky"*, ktorý INFOSTAT začal riešiť s podporou Agentúry na podporu výskumu a vývoja (APVV) v roku 2008 s pokračovaním v rokoch 2009 a 2010. Jej obsahom sú výsledky konštrukcie modelového aparátu na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky s využitím makroekonomických a odvetvových informácií kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru a výsledky konštrukcie ARIMAX modelov.

Copyright © INFOSTAT, Inštitút informatiky a štatistiky

Obsah tohto dokumentu je chránený autorským zákonom. Nemožno ho meniť alebo z neho odstrániť informácie o správe práv k nemu. Na spracovanie, preklad, adaptáciu, zaradenie do súborného diela, vystavenie, vykonanie alebo prenos dokumentu je nutný súhlas nositeľa majetkových práv. Vyhradené je aj právo alebo prenos na udelenie súhlasu na rozmnožovanie a verejné rozširovanie rozmnožením, predajom alebo inou formou prevodu vlastníckeho práva. Bez súhlasu možno z obsahu tohto dokumentu použiť iba krátku časť vo forme citácie, len na účel jeho recenzie alebo kritiky alebo na vyučovacie účely, vedeckovýskumné účely alebo umelecké účely. Rozsah citácie nesmie presiahnuť rámec odôvodnený jej účelom. Majetkové práva vykonáva INFOSTAT, Inštitút informatiky a štatistiky Bratislava.

Práca neprešla jazykovou úpravou.

OBSAH

1. ÚVOD	3
2. MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY HRUBÉHO DOMÁCEHO PRODUKTU	5
2.1. VŠEOBECNÁ CHARAKTERISTIKA MODELOVÉHO APARÁTU	5
2.2. METODOLOGICKÝ POSTUP KONŠTRUKCIE MODELOVÉHO APARÁTU	8
2.3. MODELOVÉ VZŤAHY NA RÝCHLY ODHAD JEDNOTLIVÝCH ZLOŽIEK HDP A ICH DEFLÁTOROV	11
2.3.1. Modelový vzťah pre konečnú spotrebu domácností	11
2.3.2. Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby domácností	14
2.3.3. Modelový vzťah pre konečnú spotrebu verejnej správy	15
2.3.4. Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby verejnej správy	16
2.3.5. Modelový vzťah pre tvorbu hrubého fixného kapitálu	17
2.3.6. Modelový vzťah pre deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu	19
2.3.7. Modelový vzťah pre vývoz tovarov a služieb	20
2.3.8. Modelový vzťah pre deflátor vývozu tovarov a služieb	22
2.3.9. Modelový vzťah pre dovoz tovarov a služieb	23
2.3.10. Modelový vzťah pre deflátor dovozu tovarov a služieb	24
2.3.11. Modelový vzťah pre celkovú produkciu	25
2.3.12. Modelový vzťah pre deflátor celkovej produkcie	27
2.3.13. Modelový vzťah pre medzispotrebu	29
2.3.14. Modelový vzťah pre deflátor medzispotreby	31
2.3.15. Modelový vzťah pre hrubú pridanú hodnotu	32
2.3.16. Modelový vzťah pre deflátor hrubej pridanej hodnoty	33
2.3.17. Modelový vzťah pre čisté dane z produktov	35
2.3.18. Modelový vzťah pre deflátor čistých daní z produktov	36
2.3.19. Modelový vzťah pre hrubý domáci produkt	38
2.3.20. Modelový vzťah pre deflátor hrubého domáceho produktu	39
3. MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI	42
3.1. VŠEOBECNÁ CHARAKTERISTIKA MODELOVÉHO APARÁTU	42
3.2. MODELOVÉ VZŤAHY NA RÝCHLY ODHAD CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI	43
3.2.1. Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch VZPS)	43
3.2.2. Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch o odvetvovej zamestnanosti) ...	45
4. ARIMAX MODELY AKO NÁSTROJ NA RÝCHLE ODHADY VÝVOJA MAKROEKONOMICKÝCH UKAZOVATEĽOV 47	
4.1. STRUČNÁ CHARAKTERISTIKA ARIMAX MODELOV	47
4.2. VÝSLEDKY KONŠTRUKCIE ARIMAX MODELOV	48
4.2.1. ARIMAX model pre hrubý domáci produkt	48
4.2.2. ARIMAX model pre konečnú spotrebu domácností	50
4.2.3. ARIMAX model pre deflátor konečnej spotreby domácností	51
4.2.4. ARIMAX model pre celkovú zamestnanosť v hospodárstve	51
4.2.5. ARIMAX model pre priemernú mesačnú nominálnu mzdu v hospodárstve	52
5. ZÁVER	53
6. LITERATÚRA	55
PRÍLOHA I	56
PRÍLOHA II	76
PRÍLOHA III	121

**Modelový aparát na rýchle odhady
vývoja makroekonomických ukazovateľov
slovenskej ekonomiky
(Využitie makroekonomických a odvetvových informácií
kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru)¹**

1. ÚVOD

V roku 2008 získal INFOSTAT možnosť riešiť výskumný projekt *"Modelový aparát na rýchle odhady vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky"*. Jedná sa o rýchle odhady hrubého domáceho produktu (HDP) v stálych a bežných cenách (vrátane jednotlivých zložiek štruktúry jeho tvorby a použitia) a celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95, ktoré EUROSTAT v súčasnosti požaduje od členských krajín EÚ do 38 dní po skončení referenčného štvrťroka. Vzhľadom na to, že riešenie projektu bolo rozvrhnuté do troch ročných etáp, tretia, teda záverečná etapa jeho riešenia bola realizovaná v roku 2010.

V rokoch 2008 a 2009, teda v prvých dvoch etapách bola hlavným cieľom riešenia projektu tiež konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu na podporu zostavovania rýchlych odhadov uvedených dvoch makroekonomických ukazovateľov, ale údajová základňa sa menila. Zatiaľ čo v 1. etape boli východiskom konštrukcie modelového aparátu výsledky konjunktúrnych a spotrebiteľských prieskumov, teda informácie kvalitatívneho charakteru [7], v 2. etape to boli informácie kvantitatívneho charakteru [8]. Z metodologického hľadiska sú obidve verzie vytvoreného modelového aparátu založené na princípoch konštrukcie modelov s členom korigujúcim chyby (*Error Correction Models - ECM*).

Výsledky 1. etapy riešenia projektu naznačili, že indikátor ekonomického sentimentu, resp. indikátory očakávanej zamestnanosti v priemysle, stavebníctve a maloobchode možno považovať za štatisticky významné indikátory odchýlok vývoja HDP, resp. celkovej zamestnanosti od ich dlhodobých vývojových tendencií, ktoré boli aproximované deterministickými trendmi. Zároveň sa ukázalo, že krátkodobé zmeny vývoja týchto indikátorov sa javia ako štatisticky významné pre vysvetlenie krátkodobej dynamiky vývoja HDP, resp. celkovej zamestnanosti.

¹ Táto práca bola podporovaná *Agentúrou na podporu výskumu a vývoja* na základe zmluvy č. APVV-0032-07.

Výsledky 2. etapy riešenia projektu ukázali, že pomocou makroekonomických a odvetvových informácií kvantitatívneho charakteru je možné vysvetliť dlhodobé stochastické trendy i krátkodobú dynamiku vývoja HDP ako aj celkovej zamestnanosti. Ukázalo sa totiž, že modelový aparát založený na informáciách kvantitatívneho charakteru nezlyháva ani v podmienkach výrazných zmien (zlomov resp. obrátov) v dlhodobých stochastických trendoch vývoja HDP a celkovej zamestnanosti, ku ktorým došlo vplyvom globálnej hospodárskej krízy v roku 2009 aj u nás, ale naďalej poskytuje rýchle odhady ich vývoja s prijateľnou mierou nepresnosti.

Z uvedených poznatkov zároveň vyplýva, že výsledky konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov by mohli mať potenciál, pomocou ktorého možno výrokovú schopnosť modelového aparátu vytvoreného v 2. etape riešenia projektu zdokonaľiť, teda posunúť na vyššiu úroveň. To vytvára predpoklady aj pre zvýšenie presnosti, resp. spoľahlivosti rýchlych odhadov.

Hlavným cieľom riešenia projektu v 3. etape sa preto stala - v súlade s harmonogramom riešenia projektu - konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu na rýchle odhady, ktorá využíva štatistické informácie kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru súčasne. Modelový aparát na rýchle odhady HDP a celkovej zamestnanosti, ktorý vznikol v roku 2010, je z metodologického hľadiska založený opäť na princípoch konštrukcie modelov s korekciou chyby.

2. MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY HRUBÉHO DOMÁCEHO PRODUKTU

2.1. Všeobecná charakteristika modelového aparátu

Modelový aparát na rýchle odhady vývoja HDP tvorí sústava 20 jednorovnicových ekonometrických modelov v tvare *ECM*. Na ich konštrukciu bolo využitých 31 skutočných exogénnych premenných, 4 sezónne premenné a 1 pomocná premenná (časový trend). Východiskom konštrukcie jednotlivých častí modelového aparátu boli hypotézy o determinantoch vývoja HDP, resp. vývoja jednotlivých zložiek štruktúry tvorby a použitia HDP v stálych cenách a ich deflátorov, ktoré boli predmetom štatistického testovania.

Na štatistické testovanie hypotéz boli použité pôvodné časové rady relevantných makroekonomických a odvetvových ukazovateľov kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru za obdobie 1. štvrťrok 2000 až 2. štvrťrok 2010, čo predstavuje spolu 42 štvrťročných pozorovaní. Báza dát štvrťročných časových radov makroekonomických a odvetvových ukazovateľov slovenskej ekonomiky bola vytvorená z údajov Štatistického úradu SR (ŠÚ SR), MF SR a NBS [12]. V elektronickej podobe bola vytvorená pomocou programového systému *EViews* [6].

Jadro bázy dát tvoria štvrťročné časové rady HDP v stálych a bežných cenách (vrátane časových radov jednotlivých zložiek štruktúry jeho tvorby a použitia a ich deflátorov) a celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95, teda tých ukazovateľov, ktorých vývoj je predmetom rýchlych odhadov. Ďalej ide o štvrťročné časové rady takých odvetvových a makroekonomických ukazovateľov kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru, ktoré možno považovať za relevantné z hľadiska konštrukcie modelového aparátu v 3. etape riešenia projektu². Boli odvodené z mesačných časových radov odvetvových a makroekonomických ukazovateľov, ktoré vyjadrujú vývoj:

- indikátora ekonomického sentimentu,

² V porovnaní s bazou dát, ktorá bola vytvorená v 2. etape riešenia projektu, t.j. v roku 2009, boli časové rady nielen aktualizované, ale časové rady všetkých hodnotových ukazovateľov boli prepočítané do eur a odvetvové časové rady kvantitatívnych ukazovateľov už zodpovedajú novej klasifikácii NACE Rev. 2.

- indikátorov dôvery v priemysle, stavebníctve, maloobchode a službách, resp. indikátora spotrebiteľskej dôvery,
- indikátorov očakávaného vývoja zamestnanosti v priemysle, stavebníctve, maloobchode a službách,
- indikátorov očakávaného vývoja cien v priemysle, stavebníctve, maloobchode a službách,
- indikátorov očakávaného vývoja dopytu, resp. vonkajšieho dopytu,
- produkcie, zamestnanosti a priemernej mesačnej nominálnej mzdy vo vybraných 10 odvetviach slovenskej ekonomiky³,
- spotrebiteľských cien,
- cien priemyselných výrobcov,
- príjmov a výdavkov štátneho rozpočtu, resp. salda štátneho rozpočtu,
- počtu registrovaných, resp. disponibilných nezamestnaných osôb (v metodike Úradu práce, sociálnych vecí a rodiny),
- nominálneho výmenného kurzu eura k americkému doláru,
- cien ropy na svetových trhoch.

Súčasťou bázy dát sú aj štvrťročné časové rady o vývoji celkovej zamestnanosti a počtu nezamestnaných osôb v slovenskej ekonomike v metodike Výberových zisťovaní pracovných síl (VZPS). Údaje o ich vývoji v referenčnom štvrťroku sú totiž v čase zostavovania rýchlych odhadov (v referenčnom štvrťroku) už známe, a preto je možné využiť aj tieto časové rady pri konštrukcii modelového aparátu.

Z originálnych časových radov všetkých uvedených ukazovateľov kvantitatívneho charakteru boli odvodené časové rady ich základných indexov so základom priemer roku 2000=100, ktoré boli analyzované a verifikované z hľadiska sezónnosti, stacionarity a kointegrácie. Na druhej strane, časové rady ukazovateľov kvalitatívneho charakteru sú v báze dát vyjadrené dvojako, a to v tvare konjunkturálnych sáld a vo forme ich základných indexov so základom priemer roku 2000=100, z ktorých sú následne odvodené ich trojmesačné kľzavé priemery.

³ Jedná sa o týchto 10 odvetví: priemysel spolu, stavebníctvo, predaj a oprava motorových vozidiel, veľkoobchod (okrem motorových vozidiel), maloobchod (okrem motorových vozidiel), ubytovanie, činnosti reštaurácií a pohostinstiev, doprava a skladovanie, informácie a komunikácia, vybrané trhové služby.

Výsledky štatistických analýz a testov časových radov boli spolu s ekonomickou teóriou východiskom pre špecifikáciu rovníc modelového aparátu a kvantifikáciu jeho parametrov. Parametre modelových vzťahov boli kvantifikované pomocou metódy najmenších štvorcov (*OLS*), ktorá je implementovaná v programovom systéme *EViews*. Na ich kvantifikáciu boli použité časové rady bázičických indexov originálnych časových radov v kombinácii so sezónnymi premennými.

V súlade s očakávaním sa totiž ukázalo, že vývoj prevažnej väčšiny týchto časových radov je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti, teda pravidelným sezónnym vzostupom, resp. poklesom v tých istých štvrťrokoch každého roka⁴. Nástrojom sezónnej analýzy bola metodológia *TRAMO/SEATS*, ktorá je implementovaná v programovom systéme *EViews*.

Výsledky štatistických testov uvedené v *Prílohe I* ukázali, že časové rady všetkých reálnych ukazovateľov slovenskej ekonomiky v báze dát sú nestacionárne, t.j. vykazujú prítomnosť tzv. jednotkového koreňa⁵. Presnejšie povedané, ide o integrované časové rady typu $I(1)$, čo znamená, že časové rady ich 1. diferencií sú stacionárne, teda typu $I(0)$. Z metodologického hľadiska je preto na konštrukciu modelového aparátu vhodný prístup založený na princípoch kointegrácie, ktorý vedie k modelom s korekciou chyby [2,3,5,11].

Modelový aparát je vytvorený tak, že umožňuje zostaviť rýchly odhad HDP dvoma spôsobmi, a to buď **priamo** alebo **nepriamo**. Priamy spôsob znamená, že rýchly odhad reálneho HDP je výsledkom aplikácie agregátneho modelového vzťahu, v ktorom je vývoj HDP v stálych cenách vyjadrený v závislosti od vývoja relevantného referenčného ukazovateľa. Pri nepriamom spôsobe je rýchly odhad reálneho HDP výsledkom aplikácie dezagregovaných modelových vzťahov. Tieto vzťahy vyjadrujú vývoj jednotlivých hlavných zložiek štruktúry tvorby HDP a štruktúry použitia HDP v stálych cenách. Rýchly odhad HDP je potom výsledkom agregácie

⁴ Jediným ukazovateľom, ktorého vývoj nie je štatisticky významne ovplyvnený sezónnosťou, je nominálny výmenný kurz eura k americkému doláru.

⁵ Časový rad sa považuje za stacionárny, ak sú jeho stochastické vlastnosti invariantné voči času, t.j. jeho priemer, rozptyl a kovariancia nezávisia od času. Inými slovami, napriek pribúdajúcemu počtu pozorovaní v časovom rade nemajú uvedené tri popisné charakteristiky tendenciu meniť sa (rásť alebo klesať).

rýchlych odhadov zložiek štruktúry jeho tvorby, resp. použitia v stálych cenách a exogénne zadaného expertného odhadu zmeny stavu zásob v referenčnom štvrťroku⁶.

Kvôli tomu, aby bolo možné zostaviť rýchly odhad HDP v bežných cenách, musí modelový aparát obsahovať aj modelové vzťahy, ktoré vyjadrujú vývoj deflátoru HDP, resp. vývoj deflátorov jednotlivých zložiek štruktúry tvorby HDP a štruktúry použitia HDP v závislosti od vývoja relevantných referenčných ukazovateľov. Rýchle odhady HDP a jeho jednotlivých zložiek v bežných cenách potom vzniknú z rýchlych odhadov HDP a jeho zložiek v stálych cenách pomocou rýchlych odhadov deflátoru HDP, resp. deflátorov jeho jednotlivých zložiek. Pri nepriamom spôsobe je rýchly odhad HDP v bežných cenách výsledkom agregácie rýchlych odhadov zložiek štruktúry jeho tvorby, resp. použitia v bežných cenách a exogénne zadaného expertného odhadu zmeny stavu zásob v bežných cenách v referenčnom štvrťroku.

2.2. Metodologický postup konštrukcie modelového aparátu

Konštrukcia a kvantifikácia parametrov modelového aparátu v tvare *ECM* je aj v 3. etape riešenia projektu založená na *Engle-Grangerovom* algoritme [3,5], ktorý je z metodologického hľadiska tvorený postupnosťou dvoch krokov. V 1. kroku sa odhadne dlhodobý rovnovážny vzťah medzi (vecne príbuznými) nestacionárnymi premennými, ktorého špecifikácia vychádza z ekonomickej teórie. Odhadnuté parametre dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. V 2. kroku sa pomocou časového radu reziduí vyplývajúceho z dlhodobého vzťahu, oneskoreného o jedno obdobie (štvrťrok), odhadne ekonometrický model v tvare *ECM*.

Všeobecne platí, že ak dlhodobý rovnovážny vzťah medzi nestacionárnymi premennými X_t a Y_t , odhadnutý v 1. kroku, má tvar

$$Y_t = a + b * X_t + u_t \quad (1)$$

kde

X je vektor vysvetľujúcich premenných

u_t je náhodná (reziduálna) premenná s nulovou strednou hodnotou a

⁶ Keďže ide o odhad HDP, možno od problému neaditívnosti pri agregácii abstrahovať.

konštantným rozptylom, t.j. stacionárny časový rad

potom zodpovedajúci *ECM*, odhadnutý v 2. kroku pomocou stacionárnych premenných, má všeobecný tvar:

$$\Delta Y_t = c \Delta X_t - \lambda * u_{t-1} + e_t \quad (2)$$

resp.

$$\Delta Y_t = c \Delta X_t - \lambda * (Y_{t-1} - a - b * X_{t-1}) + e_t \quad (3)$$

kde

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

e_t je náhodná (reziduálna) premenná s rovnakými vlastnosťami ako u_t

Všetky premenné, ktoré vystupujú vo vzťahu (2), sú stacionárne. Náhodná premenná u_t je stacionárna (z definície) a premenné X_t a Y_t , ktoré sú vyjadrené v tvare ich 1. diferencií, sú tiež stacionárne, pretože diferencovanie je transformácia, ktorou sa z nestacionárnej premennej stáva stacionárna premenná. Výsledky štatistického testovania vlastností štvrtročných časových radov makroekonomických a odvetvových ukazovateľov slovenskej ekonomiky, ktoré sú uvedené v *Prílohe I*, to potvrdzujú.

Otázkou však zostáva, či náhodná premenná u_t , ktorá reprezentuje časový rad rezíduí zo vzťahu (1), je skutočne (nielen z definície) stacionárna, keďže v dlhodobom rovnovážnom vzťahu vystupujú časové rady, ktoré sú nestacionárne. Poznať odpoveď na túto otázku si vyžaduje zistiť, či časové rady premenných X_t a Y_t sú kointegrované. Inými slovami povedané, je potrebné overiť, či časový rad rezíduí predstavujúci rozdiel medzi časovým radom endogénnej premennej a časovým radom, ktorý vznikol ako lineárna kombinácia jej vysvetľujúcich premenných, je stacionárny časový rad. Koeficientmi lineárnej kombinácie sú zložky tzv. kointegračného vektora, teda odhadnuté parametre dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

Na testovanie kointegrácie časových radov bol využitý *Engle-Grangerov (EG)* test. Nulová hypotéza predpokladá, že časové rady premenných v dlhodobom vzťahu nie sú kointegrované, teda že časový rad rezíduí nie je stacionárny. Testovanie kointegrácie pomocou *EG* testu je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou,

ktorá však nie je totožná s kritickou hodnotou používanou pri testovaní prítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade.

Pri testovaní kointegrácie je *MacKinnonova* kritická hodnota zápornejšia a je tabelovaná pre štandardné hladiny významnosti (1%, 5%, 10%) v závislosti od počtu pozorovaní použitých na odhad parametrov a od počtu vysvetľujúcich premenných v dlhodobom rovnovážnom vzťahu [3,13]. Ak je vypočítaná *t*-štatistika v absolútnej hodnote menšia ako príslušná kritická hodnota, znamená to, že nulovú hypotézu o neexistencii kointegrácie je potrebné na príslušnej hladine významnosti zamietnuť a prijať alternatívnu hypotézu, že dané premenné sú kointegrované, teda že daný časový rad rezíduí je stacionárny.

Poznamenávame, že dlhodobý rovnovážny vzťah (1) bude z hľadiska funkčného tvaru vždy *log-lineárny*. Pri kvantifikácii parametrov vzťahu (1) sa teda budú namiesto hodnôt premenných X_t a Y_t používať ich logaritmy, čo znamená, že odhadnuté parametre budú elasticitami. Zároveň to znamená, že vo vzťahoch (2) a (3) budú vystupovať diferencie logaritmov premenných X_t a Y_t . Vzhľadom na to, že diferencia logaritmu premennej sa približne rovná relatívnej zmene tejto premennej, je zrejmé, že modelový vzťah vo forme *ECM* bude vyjadrovať vývoj medzikvartálnych, čiže krátkodobých relatívnych zmien endogénnej (modelovanej) premennej⁷.

Vektor vysvetľujúcich premenných X predstavuje v 3. etape riešenia projektu z obsahového hľadiska kombináciu reálnych premenných kvantitatívneho charakteru, kvalitatívneho charakteru a pomocných premenných⁸. Zatiaľ čo reálne premenné kvantitatívneho charakteru majú v procese kvantifikácie parametrov vzťahov (1) až (3) podobu základných indexov so základom priemer roku 2000=100, reálne premenné kvalitatívneho charakteru môžu mať buď formu konjunktúrálnej sáld alebo formu ich základných indexov so základom priemer roku 2000=100.

⁷ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu premennej Z_t možno aproximovať pomocou diferencie jej logaritmu nasledovne: $d \log(Z_t) = \log(Z_t) - \log(Z_{t-1}) \approx (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}$. Takáto aproximácia sa v ekonometrii využíva veľmi často. Je však potrebné dodať, že uvedený približný vzťah sa stáva veľmi nepresným, ak relatívne zmeny premennej dosahujú 10% a viac.

⁸ Pomocnými premennými sú štyri sezónne premenné (*SD1*, *SD2*, *SD3* a *SD4*) a časový trend (*TIME*). V 1. etape riešenia projektu obsahoval vektor vysvetľujúcich premenných X len premenné kvalitatívneho charakteru a pomocné premenné, v 2. etape bol vytvorený len z premenných kvantitatívneho charakteru a pomocných premenných.

Charakteristickou vlastnosťou modelov s členom korigujúcim chyby je skutočnosť, že na základe identifikovanej odchýlky od dlhodobej rovnováhy medzi kointegrovanými premennými, ktorá môže vzniknúť v určitom období (štvrtroku), sú schopné korigovať vývoj vysvetľovanej premennej v nasledujúcom období. Odchýlky od dlhodobej rovnováhy, ktorá sa podľa ekonomickej teórie presadzuje vo vývoji kointegrovaných premenných, reprezentuje časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

2.3. Modelové vzťahy na rýchly odhad jednotlivých zložiek HDP a ich deflátorov

Konštrukcia všetkých modelových vzťahov, ktoré spolu tvoria modelový aparát na rýchly odhad HDP, bola vždy procesom štatistickej verifikácie viacerých obsahovo rozdielne formulovaných hypotéz o determinantoch vývoja príslušnej endogénnej (závisle) premennej v analyzovanom období. Prezentať a interpretovať budeme vždy len výsledný dlhodobý rovnovážny vzťah, ktorý bol východiskom pre konštrukciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, spolu s konečným modelovým vzťahom v tvare *ECM*. Výsledky kvantifikácie jednotlivých modelových vzťahov sú uvedené v *Prílohe II*, a to vo forme, ktorú poskytuje použitý programový systém *EViews*.

K výsledkom kvantifikácie možno vo všeobecnosti uviesť, že:

- všetky odhadnuté parametre sú ekonomicky interpretovateľné a štatisticky významné (štatisticky významne rozdielne od nuly),
- parameter korekčného člena je štatisticky významný a záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu na korekciu chyby,
- zložky časových radov rezíduí, ktoré vyplývajú z modelových vzťahov v tvare *ECM*, nie sú vzájomne autokorelované,
- prevažná väčšina dlhodobých rovnovážnych modelových vzťahov aj modelových vzťahov v tvare *ECM* má veľmi vysokú výrokovú schopnosť.

2.3.1. Modelový vzťah pre konečnú spotrebu domácností

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu konečnej spotreby domácností (C) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 1 až 3, resp. z obr. 1 a 2 v *Prílohe II*.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 1 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu C štatisticky významne determinovaný reálnou kúpyschopnosťou obyvateľstva. Jej úroveň je aproximovaná tzv. *reálnou mzdovou bázou v užšom zmysle*, lebo je odvodená z vývoja zamestnanosti ($LD10$) a priemernej mesačnej nominálnej mzdy ($W10$) v 10 vybraných odvetviach, pričom sa zohľadňuje vplyv inflácie meranej indexom spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI).

Ďalší štatisticky významný vysvetľujúci faktor, ktorým je časový trend ($TIME$), aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu C . Možno však predpokladať, že ide najmä o vplyv tej časti kúpyschopného dopytu obyvateľstva, ktorá je generovaná vývojom miezd a zamestnanosti v ostatných odvetviach slovenskej ekonomiky⁹. Výsledky regresnej a kointegračnej analýzy ukázali, že štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je aj počet nezamestnaných v metodike VZPS (LU_ILO). Vývoj objemu C sa vyznačuje sezónnym nárastom v 3. a 4. štvrtroku¹⁰.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu konečnej spotreby domácností štatisticky významný aj vplyv *indikátora spotrebiteľskej dôvery obyvateľstva (ISPD)*, ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru. Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 2. štvrtroka 2000.

Parameter $c(2)$ vyjadruje, že pri raste/poklese tzv. reálnej mzdovej bázy o 1% sa objem C zvýši/zníži cca o 0.24% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že všetky ostatné, bližšie nešpecifikované faktory prispievali v analyzovanom období k rastu objemu C cca o 0.87% štvrtročne, alebo o 3.48% ročne. Na základe parametra $c(4)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu nezamestnaných osôb o 1% sa objem C zníži/zvýši cca o 0.06% (*ceteris paribus*). Parameter $c(5)$ udáva, že pri raste/poklese premennej $ISPD$ o 1% sa objem C zvýši/zníži cca o 0.01% (*ceteris paribus*).

⁹ Zamestnanosť v uvedených 10 vybraných odvetviach predstavuje zhruba 60% z celkovej zamestnanosti v slovenskej ekonomike.

¹⁰ Smer sezónneho výkyvu závisle premennej vyplýva zo znamienka parametra sezónnej premennej. Ak je parameter kladný ide o sezónny nárast, ak je parameter záporný jedná sa o sezónny pokles závisle premennej.

Modelový vzťah s uvedenou špecifikáciou spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi objemom C a danými vysvetľujúcimi premennými. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Časový rad rezíduí *RESIDC* vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je totiž podľa výsledkov *EG* testu v tab. 2 stacionárny¹¹.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu C z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(1)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 3. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu C závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien tzv. reálnej mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu C na tento vysvetľujúci faktor je 0.51, čiže je zhruba dvakrát väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita.

Z krátkodobého hľadiska sú relatívne zmeny objemu C tiež významne determinované medzikvartálnymi relatívnymi zmenami *indikátora očakávaných cien v maloobchode (IOCMO)*. Z parametra $c(3)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu C na tento vysvetľujúci faktor je -0.07. Krátkodobé relatívne zmeny objemu C sa vyznačujú sezónnym nárastom v 3. štvrťroku¹².

Parameter $c(4)$ má špecifický význam, pretože je to parameter korekčného člena, pomocou ktorého je modelový vzťah v tvare *ECM* prepojený s dlhodobým rovnovážnym vzťahom. Na základe jeho absolútnej hodnoty možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy (dlhodobého rovnovážneho stavu), ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku

¹¹ Pripomíname, že kritické hodnoty *EG* testu závisia od počtu vysvetľujúcich premenných v dlhodobom rovnovážnom vzťahu (m) a od počtu pozorovaní, ktoré boli použité pri odhade parametrov dlhodobého rovnovážneho vzťahu (n). Keďže kritické hodnoty sú tabelované len pre určité počty pozorovaní, uvádzame ich jednotne pre $n=40$, pretože je to počet, ktorý je najbližšie k použitému počtu pozorovaní ($n=42$). Vzhľadom na to, že sezónne premenné sú deterministické, neovplyvňujú vlastnosti kointegrácie, a preto sa ani nezapočítavajú do počtu vysvetľujúcich premenných v dlhodobých rovnovážnych vzťahoch.

¹² Sezónna premenná $SD3$ je v modelovom vzťahu *ECM* vyjadrená v tvare 1. diferencie, t.j. $D(SD3_t) = SD3_t - SD3_{t-1}$. V tvare 1. diferencií budú vyjadrené všetky sezónne premenné, ktoré sa budú vyskytovať v modelových vzťahoch *ECM* prezentovaných a interpretovaných ďalej.

korigovaná cca na 66%, teda z dvoch tretín. Znamená to, že návrat k dlhodobému rovnovážnemu stavu prebieha pomerne rýchlo¹³.

2.3.2. Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby domácností

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátor konečnej spotreby domácností (*PC*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 4 až 6, resp. z obr. 3 a 4.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 4 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátor *PC* je štatisticky významne determinovaný vývojom spotrebiteľských cien (*CPI*), pričom je modifikovaný mzdovou bázou v 10 odvetviach (*LD10*W10*), ako aj reláciou medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu (*SBEP/SBIP*). Vplyv posledne menovaného vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 2. štvrťroka 2008. Dlhodobý trend vývoja deflátor *PC* sa vyznačuje sezónnym rastom v 1. štvrťroku a sezónnym poklesom vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(2)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej *CPI* o 1% vedie k rastu/poklesu deflátor *PC* o 0.76% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$, resp. $c(4)$ vyplýva, že vzostup/pokles mzdovej bázy v 10 odvetviach ako celku, resp. relácie medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu o 1% vyvolá rast/pokles deflátor *PC* o 0.08%, resp. 0.001% (*ceteris paribus*). Relatívne nízku hodnotu parametrov $c(3)$ a $c(4)$ možno vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadrujú "len" dodatočný rast/pokles deflátor *PC* pri raste/poklese príslušného faktora o 1%, pretože je reálne predpokladať, že rast/pokles ktoréhokoľvek z nich bude s veľkou pravdepodobnosťou viesť aj k rastu/poklesu *CPI*. Parametre $c(1)$ až $c(6)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDPC*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 5 stacionárny.

¹³ Platí, že čím je hodnota parametra korekčného člena bližšie k 1, tým rýchlejší je návrat k dlhodobému rovnovážnemu stavu a naopak. V prípade, že parameter korekčného člena je rovný 1, dlhodobý rovnovážny stav sa obnoví v priebehu jedného obdobia (štvrťroka). To znamená, že sa obnoví okamžite a úplne.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru *PC* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 6. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PC* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien *CPI*. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PC* na tento vysvetľujúci faktor je 0.84, teda je zhruba o desatinu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PC* je charakteristický sezónny rast v 1. štvrťroku a sezónny pokles vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(3)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná cca na 76%, teda viac ako z troch štvrtín. Inými slovami povedané, rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je relatívne vysoká.

2.3.3. Modelový vzťah pre konečnú spotrebu verejnej správy

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu konečnej spotreby verejnej správy (*G*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 7 až 9, resp. z obr. 5 a 6.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 7 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu *G* štatisticky významne determinovaný objemom bežných výdavkov zo štátneho rozpočtu a objemom dovozu služieb, ktoré sú aproximatívne odvodené z ich nominálnych hodnôt (*SBCUEP*, resp. *MSP*) pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (*CPI*). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (*TIME*), aproximujúci súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu *G*. Dlhodobý trend vývoja objemu *G* sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym rastom v 3. a 4. štvrťroku.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu bežných výdavkov zo štátneho rozpočtu, resp. objemu dovozu služieb o 1% sa objem *G* zvýši/zníži cca o 0.20%, resp. o 0.13% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že všetky ostatné, bližšie nešpecifikované

faktory zvyšovali v analyzovanom období rast objemu G o 0.69% štvrťročne alebo o 2.76% ročne. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDG*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 8 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu G z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(6)$ obsahuje tab. 9. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu G závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu bežných výdavkov zo štátneho rozpočtu. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnej relatívnej zmeny objemu G na tento vysvetľujúci faktor je 0.17, čiže je zhruba o desatinu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Medzikvartálne relatívne zmeny objemu G sa vyznačujú sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym nárastom v 3. a 4. štvrťroku.

Parameter $c(3)$ je parametrom korekčného člena. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 1, znamená to, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho vzťahu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná takmer úplne, presnejšie na viac ako 92%.

2.3.4. Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby verejnej správy

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátor konečnej spotreby verejnej správy (PG) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 10 až 12, resp. z obr. 7 a 8.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 10 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátor PG je štatisticky významne ovplyvňovaný spotrebiteľskými cenami (CPI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend ($TIME$), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj deflátor PG . Dlhodobý trend vývoja deflátor PG sa vyznačuje štatisticky významným sezónnym poklesom v 3. a 4. štvrťroku.

Parameter $c(2)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej CPI o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru PG o 0.65% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval v analyzovanom období rast deflátoru PG cca o 0.27% štvrťročne, alebo o 1.08% ročne. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí $RESIDPG$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov EG testu v tab. 11 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru PG z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 12. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru PG závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien CPI , ako aj od relatívnych zmien relácie medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu v predchádzajúcom štvrťroku. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru PG na prvý vysvetľujúci faktor je 0.83, teda je cca o dve desatiny väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru PG je charakteristický sezónny pokles v 3. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty, ktorá sa prakticky rovná 1, vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku úplne korigovaná.

2.3.5. Modelový vzťah pre tvorbu hrubého fixného kapitálu

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu tvorby hrubého fixného kapitálu (I) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 13 až 15, resp. z obr. 9 a 10.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 13 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu I štatisticky významne determinovaný objemom dovozu investičných tovarov (vrátane príslušenstva) a objemom dovozu služieb, ktoré sú aproximatívne odvodené z ich nominálnych hodnôt ($MIGP$, resp. MSP)

pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (*CPI*). Dlhodobý trend objemu *I* sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrtroku.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu *I* štatisticky významný aj vplyv *indikátora ekonomického sentimentu (IES)*, ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru. Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od roku 2005.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* znamená, že pri zvýšení/poklese objemu dovozu investičných tovarov, resp. objemu dovozu služieb o 1% sa objem *I* zvýši/zníži cca o 0.25%, resp. o 0.39% (*ceteris paribus*). Parameter *c(4)* udáva, že pri raste/poklese indikátora ekonomického sentimentu o 1% sa objem *I* zvýši/zníži cca o 0.03% (*ceteris paribus*). Parametre *c(1)* až *c(5)* sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDI* vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 14 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu *I* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre *c(2)* až *c(8)* obsahuje tab. 15. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu *I* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu kapitálových výdavkov zo štátneho rozpočtu, ktorý je aproximatívne odvodený z ich nominálnej hodnoty (*SBCAEP*) pomocou indexu spotrebiteľských cien a služieb (*CPI*). Parameter *c(2)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny objemu *I* na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.06.

Z krátkodobého hľadiska je vývoj relatívnej zmeny objemu *I* tiež významne determinovaný krátkodobými relatívnymi zmenami objemu dovozu investičných tovarov (vrátane príslušenstva) a objemu dovozu služieb. Krátkodobé elasticity relatívnej zmeny objemu *I* na tieto dva vysvetľujúce faktory sú 0.35, resp. 0.32. Kým prvá z nich je o dve pätiny väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita, druhá je naopak cca o jednu šestinu menšia.

Spomedzi kvalitatívnych premenných sú pre krátkodobé relatívne zmeny objemu *I* štatisticky významné krátkodobé relatívne zmeny *indikátora dôvery v stavebníctve (IDST)*. Parameter *c(5)*

udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu I na tento vysvetľujúci faktor je 0.16. Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu I je charakteristický sezónny nárast v 2. a 3. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na viac ako 83%. To znamená, že rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je veľmi vysoká.

2.3.6. Modelový vzťah pre deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu (PI) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 16 až 18, resp. z obr. 11 a 12.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 16 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru PI je determinovaný viacerými faktormi. Štatisticky významným je vplyv cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (PPI), cien na spotrebiteľskom trhu (CPI), cien priemyselných výrobcov na vývoz ($PPIX$), cien ropy na svetových trhoch ($POIL$)¹⁴, ktoré sú pomocou výmenného kurzu ($REEURUSD$) prepočítané z amerických dolárov do eur a nakoniec aj vplyv relácie medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu ($SBEP/SBIP$)¹⁵. Dlhodobý trend deflátoru PI sa vyznačuje sezónnym nárastom v 1. štvrťroku.

Parameter $c(2)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej PPI o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru PI cca o 0.21% (ceteris paribus). Z parametra $c(3)$, resp. $c(4)$ vyplýva, že rast/pokles premennej CPI , resp. premennej $PPIX$ o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru PI cca o 0.28%, resp. 0.08% (ceteris paribus). Podľa parametra $c(5)$, resp. $c(6)$ spôsobí rast/pokles ceny ropy na svetových trhoch, resp. rast/pokles relácie medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu o 1%, rast/pokles deflátoru PI cca o 0.007%, resp. o 0.003% (ceteris paribus). Relatívne nízku hodnotu parametra $c(5)$ možno vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadruje "len" dodatočný rast/pokles deflátoru PI pri raste/poklese cien ropy na svetových trhoch o 1%, pretože je reálne

¹⁴ Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 4. štvrťroka 2000.

¹⁵ Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 2. štvrťroka 2001.

predpokladať, že rast/pokles tohto faktora bude s veľkou pravdepodobnosťou viesť aj k rastu/poklesu PPI , CPI aj $PPIX$. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí $RESIDPI$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov EG testu v tab. 17 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru PI z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 18. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru PI závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien cien výrobcov v priemysle pre tuzemsko a cien výrobcov v stavebníctve ($PPIST$). Parameter $c(2)$ udáva, že na prvý z týchto dvoch vysvetľujúcich faktorov je elasticita cca 0.25, teda je asi o pätinu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Z parametra $c(3)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru PI na druhý vysvetľujúci faktor je cca 0.41. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru PI je charakteristický sezónny rast v 1. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 60%.

2.3.7. Modelový vzťah pre vývoz tovarov a služieb

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu vývozu tovarov a služieb (EGS) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 19 až 21, resp. z obr. 13 a 14.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 19 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu EGS štatisticky významne determinovaný objemom tržieb z predaja do zahraničia, ktorý je aproximatívne odvodený z ich nominálnej hodnoty ($TREXPP$) pomocou indexu cien priemyselných výrobcov na vývoz ($PPIX$). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je zamestnanosť v 10 vybraných odvetviach ($LD10$). Dlhodobý trend objemu EGS sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym nárastom vo 4. štvrťroku.

Okrem uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu *EGS* štatisticky významný aj vplyv *indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu (IOVD)*, ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru. Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 2. štvrťroka 2005.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu tržieb z predaja do zahraničia, resp. zamestnanosti v 10 vybraných odvetviach o 1% sa objem *ESG* zvýši/zníži cca o 0.75%, resp. o 0.71% (*ceteris paribus*). Parameter $c(4)$ udáva, že pri raste/poklese indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu o 1% sa objem *EGS* zvýši/zníži cca o 0.01% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(6)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDEGS*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 20 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu *EGS* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(7)$ obsahuje tab. 21. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu *EGS* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu tržieb z predaja do zahraničia a zamestnanosti v 10 vybraných odvetviach. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny objemu *EGS* na prvý z týchto dvoch vysvetľujúcich faktorov je cca 0.76, teda je zhodná s príslušnou dlhodobou elasticitou. Z parametra $c(3)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny objemu *EGS* na druhý vysvetľujúci faktor je cca 0.57 a je cca o pätinu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny objemu *EGS* je charakteristický sezónny pokles v 1. štvrťroku a sezónny nárast vo 4. štvrťroku.

Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu *EGS* sú štatisticky významné aj krátkodobé relatívne zmeny premennej *IOVD*, ktorý je premennou kvalitatívneho charakteru. Parameter $c(4)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu *EGS* na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.06, čo znamená, že oproti príslušnej dlhodobej elasticite je šesťkrát väčšia.

Parameter $c(5)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty, ktorá sa prakticky rovná 1, vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrtroku, je v nasledujúcom štvrtroku úplne korigovaná.

2.3.8. Modelový vzťah pre deflátor vývozu tovarov a služieb

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátoru vývozu tovarov a služieb (*PEGS*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 22 až 24, resp. z obr. 15 a 16.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 22 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru *PEGS* je determinovaný štatisticky významne vplyvom cien priemyselných výrobcov na vývoz (*PPIX*) a mzdovej bázy v priemysle, ktorá je odvodená zo zamestnanosti v priemysle (*LDPR*) a priemernej mesačnej nominálnej mzdy v priemysle (*WPR*). Z premenných kvalitatívneho charakteru je to *indikátor očakávaných cien v priemysle (IOCPR)*, ktorého vplyv je štatisticky významný od 2. štvrtroka 2000. Dlhodobý trend vývoja deflátoru *PEGS* sa vyznačuje sezónnym poklesom vo 4. štvrtroku.

Parameter $c(2)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej *PPIX* o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru *PEGS* cca o 0.17% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$, resp. $c(4)$ vyplýva, že rast/pokles mzdovej bázy v priemysle, resp. premennej *IOCPR* o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru *PEGS* cca o 0.17%, resp. 0.01% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(5)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí *RESIDPEGS*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 23 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru *PEGS* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 24. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PEGS* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien mzdovej bázy v priemysle a indikátora očakávaných cien v priemysle. Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PEGS* na prvý, resp. druhý vysvetľujúci faktor je cca 0.31, resp. cca 0.08. Kým prvá je oproti

príslušnej dlhodobej elasticite cca dvakrát väčšia, druhá je až osemkrát väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PEGS* je charakteristický sezónny pokles vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty, ktorá je veľmi blízka 1, vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na viac ako 95%.

2.3.9. Modelový vzťah pre dovoz tovarov a služieb

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu dovozu tovarov a služieb (*MGS*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 25 až 27, resp. z obr. 17 a 18.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 25 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska závisí vývoj objemu *MGS* štatisticky významne od objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v 10 vybraných odvetviach, ktorý je aproximatívne odvodený z ich nominálnej hodnoty (*TR10P*) pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (*CPI*). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je zamestnanosť v priemysle (*LDPR*) a časový trend (*TIME*), aproximujúci súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu *MGS*. Dlhodobý trend vývoja objemu *MGS* sa vyznačuje sezónnym rastom v 2. a 4. štvrťroku.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu *MGS* štatisticky významný aj vplyv *indikátora ekonomického sentimentu* (*IES*), ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach, resp. zamestnanosti v priemysle o 1% sa objem *MGS* zvýši/zníži cca o 0.48%, resp. o 0.58% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval v analyzovanom období rast objemu *MGS* cca o 1.72% štvrťročne alebo o 6.88% ročne. Podľa parametra $c(5)$ spôsobuje rast/pokles premennej *IES* o 1% rast/pokles objemu *MGS* cca o 0.38% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú zložkami

hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDMGS*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 26 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu *MGS* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre *c(1)* až *c(7)* obsahuje tab. 27. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu *MGS* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach a zamestnanosti v priemysle. Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnej relatívnej zmeny objemu *MGS* na tieto dva vysvetľujúce faktory je cca 0.53, resp. 0.59, teda v oboch prípadoch je takmer rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita. Medzikvartálne relatívne zmeny objemu *MGS* sa vyznačujú sezónnym nárastom v 2. a 4. štvrťroku.

Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu *MGS* sú významné aj relatívne zmeny premennej *IES*. Parameter *c(4)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu *MGS* na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.28 a voči príslušnej dlhodobej elasticite je o dve sedminy menšia.

Parameter *c(5)* je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná zhruba na 60%.

2.3.10. Modelový vzťah pre deflátor dovozu tovarov a služieb

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátoru dovozu tovarov a služieb (*PMGS*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 28 až 30, resp. z obr. 19 a 20.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 28 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru *PMGS* je determinovaný štatisticky významne cenami priemyselných výrobcov pre tuzemsko (*PPI*), mzdovou bázou v 10 vybraných odvetviach (*LD10*W10*) a nominálnym výmenným kurzom bývalej slovenskej koruny k euru (*REEUR*). Z premenných kvalitatívneho charakteru je štatisticky významný vplyv *indikátora*

očakávaných cien v priemysle (IOCPR). Dlhodobý trend deflátoru *PMGS* sa vyznačuje sezónnym poklesom vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej *PPI*, resp. mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru *PMGS* cca o 0.36%, resp. o 0.18% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$, resp. $c(5)$ vyplýva, že rast/pokles výmenného kurzu *REEUR*, resp. premennej *IOCPR* o 1% spôsobí rast/pokles deflátoru *PMGS* cca o 0.14%, resp. o 0.10% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(6)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí *RESIDPMGS*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 29 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru *PMGS* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 30. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PMGS* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach a indikátora očakávaných cien v priemysle. Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru *PMGS* na prvý resp. druhý vysvetľujúci faktor je cca 0.25, resp. cca 0.11. Kým prvá je cca o tretinu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita, druhá sa s príslušnou dlhodobou elasticitou takmer zhoduje. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PMGS* je charakteristický sezónny pokles vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná zhruba na 78%.

2.3.11. Modelový vzťah pre celkovú produkciu

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu celkovej produkcie (*Q*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 31 až 33, resp. z obr. 21 a 22.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 31 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska závisí vývoj objemu Q štatisticky významne od objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v 10 vybraných odvetviach a objemu dovozu služieb, ktoré sú aproximatívne odvodené z ich nominálnej hodnoty ($TR10P$, resp. MSP), v prvom prípade pomocou indexu cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (PPI), v druhom prípade pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je počet nezamestnaných v metodike VZPS (LU_ILO) a časový trend ($TIME$), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu Q . Dlhodobý trend vývoja objemu Q sa vyznačuje sezónnym poklesom v 3. štvrťroku a sezónnym rastom vo 4. štvrťroku¹⁶.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu Q štatisticky významný aj vplyv *indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu* ($IOVD$), ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach, resp. objemu dovozu služieb o 1% sa objem Q zvýši/zníži cca o 0.16%, resp. o 0.13% (*ceteris paribus*). Na základe parametra $c(4)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu nezamestnaných osôb o 1% sa objem Q zníži/zvýši cca o 0.16% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(5)$ vyplýva, že súhrnný vplyv ostatných bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval v analyzovanom období rast objemu Q cca o 0.64% štvrťročne alebo o 2.56% ročne. Podľa parametra $c(6)$ spôsobuje rast/pokles premennej $IOVD$ o 1% rast/pokles objemu Q cca o 0.14% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(8)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí $RESIDQ$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov EG testu v tab. 32 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu Q z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(1)$ až $c(6)$ obsahuje tab. 33. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu Q závisia štatisticky významne od medzikvartálnych

¹⁶ Sezónny pokles objemu Q v 3. štvrťroku je štatisticky významný od roku 2004, sezónny nárast objemu Q vo 4. štvrťroku je štatisticky významný od roku 2006.

relatívnych zmien objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach a počtu nezamestnaných v metodike VZPS. Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnych relatívnych zmien objemu Q na tieto dva vysvetľujúce faktory je cca 0.25, resp. -0.19, teda v oboch prípadoch je v absolútnej hodnote väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita (o dve tretiny, resp. o jednu tretinu). Medzikvartálne relatívne zmeny objemu Q sa vyznačujú sezónnym nárastom vo 4. štvrťroku, ktorý je však štatisticky významný až od roku 2006.

Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu Q sú štatisticky významné aj relatívne zmeny premennej $IOVD$. Parameter $c(4)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu Q na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.10 a oproti príslušnej dlhodobej elasticite je o tretinu nižšia.

Parameter $c(5)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 82%.

2.3.12. Modelový vzťah pre deflátor celkovej produkcie

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátoru celkovej produkcie (PQ) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 34 až 36, resp. z obr. 23 a 24.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 34 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru PQ je determinovaný viacerými faktormi. Štatisticky významným je vplyv cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (PPI), mzdovej bázy v priemysle ($LDPR*WPR$), cien ropy na svetových trhoch ($POIL$), ktoré sú pomocou výmenného kurzu ($REEURUSD$) prepočítané z amerických dolárov do eur, nominálneho výmenného kurzu bývalej slovenskej koruny k euru ($REEUR$) a nakoniec aj vplyv časového trendu ($TIME$), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj deflátoru PQ . Dlhodobý trend deflátoru PQ sa vyznačuje sezónnym nárastom vo 4. štvrťroku, ktorý je však štatisticky významný len do konca roku 2006.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej PPI , resp. mzdovej bázy v priemysle o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru PQ cca o 0.30%, resp. o 0.14% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$, resp. $c(5)$ vyplýva, že rast/pokles ceny ropy na svetových trhoch, resp. výmenného kurzu $REEUR$ o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru PQ cca o 0.02%, resp. 0.31% (*ceteris paribus*). Relatívne nízku hodnotu parametra $c(4)$ možno vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadruje "len" dodatočný rast/pokles deflátoru PQ pri raste/poklese cien ropy na svetových trhoch o 1%, pretože je reálne predpokladať, že rast/pokles tohto faktora bude s veľkou pravdepodobnosťou viesť aj k rastu/poklesu PPI . Na základe parametra $c(6)$ možno konštatovať, že súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval v analyzovanom období rast deflátoru PQ cca o 0.65% štvrťročne alebo o 2.60% ročne. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí $RESIDPQ$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 35 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru PQ z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(1)$ až $c(7)$ obsahuje tab. 36. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru PQ závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien všetkých štyroch vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné v dlhodobom rovnovážnom vzťahu.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru PQ na krátkodobé relatívne zmeny premennej PPI , resp. mzdovej bázy v priemysle je cca 0.30, resp. cca 0.07. Kým prvá z nich je úplne rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita, druhá z nich predstavuje len polovicu z príslušnej dlhodobej elasticity. Z parametra $c(4)$, resp. $c(5)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru PQ na medzikvartálne relatívne zmeny výmenného kurzu $REEUR$, resp. ceny ropy na svetových trhoch je cca 0.28, resp. cca 0.05. V tomto prípade je prvá z nich takmer rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita, ale druhá je v porovnaní s príslušnou dlhodobou elasticitou až dvakrát väčšia. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru PQ je charakteristický sezónny rast vo 4. štvrťroku, ktorý je však štatisticky významný len do konca roku 2006.

Parameter $c(6)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty, ktorá je veľmi blízka 1, vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 94%, teda takmer úplne. Inými slovami povedané, rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je veľmi vysoká.

2.3.13. Modelový vzťah pre medzispotrebu

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu medzispotreby (*ICO*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 37 až 39, resp. z obr. 25 a 26.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 37 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska závisí vývoj objemu *ICO* štatisticky významne od viacerých vysvetľujúcich faktorov. Hlavným z nich je objem tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle, ktorý je aproximatívne odvodený z ich nominálnej hodnoty (*TRIP*) pomocou indexu cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (*PPI*). Ďalšími štatisticky významnými vysvetľujúcimi faktormi sú: časový trend (*TIME*), ktorý je významný od roku 2006 a aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu *ICO*, počet nezamestnaných v metodike VZPS (*LU_ILO*) a objem dovozu investičných tovarov (vrátane príslušenstva), ktorý je aproximatívne odvodený z jeho nominálnej hodnoty (*MIGP*) pomocou indexu cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (*PPI*). Dlhodobý trend vývoja objemu *ICO* sa vyznačuje sezónnym poklesom v 3. štvrťroku, ktorý je štatisticky významný od roku 2007 a sezónnym rastom vo 4. štvrťroku.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu *ICO* štatisticky významný aj vplyv *indikátora očakávaného dopytu (IOD)*, ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru.

Parameter $c(2)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu tržieb v priemysle o 1% sa objem *ICO* zvýši/zníži cca o 0.54% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval rast objemu *ICO* od roku 2006 cca o 0.44% štvrťročne, alebo o 1.76% ročne. Na základe parametrov $c(4)$, resp. $c(5)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu nezamestnaných osôb, resp. objemu dovozu investičných

tovarov (vrátane príslušenstva) o 1% sa objem *ICO* zníži/zvýši cca o 0.20%, resp. o 0.23% (*ceteris paribus*). Podľa parametra *c(6)* spôsobuje rast/pokles premennej *IOD* o 1% rast/pokles objemu *ICO* cca o 0.14% (*ceteris paribus*). Parametre *c(1)* až *c(8)* sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDICO*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 38 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu *ICO* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre *c(2)* až *c(8)* obsahuje tab. 39. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu *ICO* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu tržieb v priemysle, počtu nezamestnaných v metodike VZPS a objemu dovozu investičných tovarov (vrátane príslušenstva). Parameter *c(2)* udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnej relatívnej zmeny objemu *ICO* na prvý z uvedených vysvetľujúcich faktorov je cca 0.49, čo znamená, že je o desatinu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Z parametrov *c(3)*, resp. *c(4)* vyplýva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnej relatívnej zmeny objemu *ICO* na ďalšie dva vysvetľujúce faktory je -0.28, resp. -0.24. Kým prvá z nich je v absolútnej hodnote skoro o polovicu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita, druhá z nich sa od príslušnej dlhodobej elasticity takmer nelíši. Medzikvartálne relatívne zmeny objemu *ICO* sa vyznačujú sezónnym poklesom v 3. štvrťroku, ktorý je štatisticky významný od roku 2007 a sezónnym rastom vo 4. štvrťroku.

Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu *ICO* sú štatisticky významné aj krátkodobé relatívne zmeny *indikátora ekonomického sentimentu IES*. Parameter *c(5)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu *ICO* na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.27.

Parameter *c(6)* je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 93%.

2.3.14. Modelový vzťah pre deflátor medzispotreby

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátor medzispotreby (*PICO*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 40 až 42, resp. z obr. 27 a 28.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 40 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátor *PICO* je determinovaný viacerými štatisticky významnými faktormi, menovite spotrebiteľskými cenami tovarov a služieb (*CPI*), mzdovou bázou v priemysle ($LDPR \cdot WPR$) a cenami ropy na svetových trhoch (*POIL*), ktoré sú pomocou výmenného kurzu (*REEURUSD*) prepočítané z amerických dolárov do eur. Dlhodobý trend deflátor *PICO* sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrtroku a sezónnym nárastom vo 4. štvrtroku, ktorý je však štatisticky významný len do konca roku 2006.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ vyjadruje, že rast/pokles premennej *CPI*, resp. mzdovej bázy v priemysle o 1% vedie k rastu/poklesu deflátor *PICO* cca o 0.59%, resp. o 0.14% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že rast/pokles ceny ropy na svetových trhoch o 1% vyvolá rast/pokles deflátor *PICO* cca o 0.03% (*ceteris paribus*). Relatívne nízku hodnotu parametra $c(4)$ možno vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadruje "len" dodatočný rast/pokles deflátor *PICO* pri raste/poklese cien ropy na svetových trhoch o 1%, pretože je reálne predpokladať, že rast/pokles tohto faktora bude s veľkou pravdepodobnosťou viesť aj k rastu/poklesu *CPI*. Parametre $c(1)$ až $c(6)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí *RESIDPICO*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 41 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátor *PICO* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(6)$ obsahuje tab. 42. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátor *PICO* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien dvoch vysvetľujúcich faktorov, menovite cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko a cien ropy na svetových trhoch.

Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru *PICO* na krátkodobé relatívne zmeny premennej *PPI*, resp. ceny ropy na svetových trhoch je cca 0.64, resp. cca 0.05. Krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru *PICO* na krátkodobé relatívne zmeny ceny ropy je takmer dvakrát väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PICO* je charakteristický sezónny pokles v 1. štvrtroku a sezónny rast vo 4. štvrtroku, ktorý je však štatisticky významný len do 1. štvrtroka 2007.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrtroku, je v nasledujúcom štvrtroku korigovaná na vyše 92%. Inými slovami povedané, rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je veľmi vysoká.

2.3.15. Modelový vzťah pre hrubú pridanú hodnotu

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu hrubej pridanej hodnoty (*GVA*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 43 až 45, resp. z obr. 29 a 30.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 43 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska závisí vývoj objemu *GVA* štatisticky významne od objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v 10 vybraných odvetviach, ktorý je aproximatívne odvodený z ich nominálnej hodnoty (*TR10P*) pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (*CPI*). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je počet nezamestnaných v metodike VZPS (*LU_ILO*) a nakoniec časový trend (*TIME*), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu *GVA*. Dlhodobý trend vývoja objemu *GVA* sa vyznačuje výraznou sezónnosťou, menovite sezónnym poklesom v 1. štvrtroku a sezónnym rastom v 2. a 3. štvrtroku.

Parameter $c(2)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach o 1% sa objem *GVA* zvýši/zníži cca o 0.28% (*ceteris paribus*). Na základe parametra $c(3)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu nezamestnaných osôb o 1% sa objem *GVA* zníži/zvýši cca o 0.11% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že súhrnný vplyv ostatných bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval v analyzovanom období rast objemu *GVA* cca

o 1.01% štvrťročne alebo o 4.04% ročne. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí *RESIDGVA*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 44 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu *GVA* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(1)$ až $c(7)$ obsahuje tab. 45. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu *GVA* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnej relatívnej zmeny objemu *GVA* na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.23, teda o desatinu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Medzikvartálne relatívne zmeny objemu *GVA* sa vyznačujú výraznou sezónnosťou a síce sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym nárastom v 2. a 3. štvrťroku.

Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu *GVA* sú štatisticky významné aj krátkodobé relatívne zmeny *indikátora ekonomického sentimentu IES*, teda ukazovateľa kvalitatívneho charakteru. Ide však o medzikvartálne relatívne zmeny, ktoré vo vývoji premennej *IES* nastali nie v aktuálnom, ale v predchádzajúcom štvrťroku. Parameter $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu *GVA* na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.15.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 86%.

2.3.16. Modelový vzťah pre deflátor hrubej pridanej hodnoty

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátor hrubej pridanej hodnoty (*PGVA*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 46 až 48, resp. z obr. 31 a 32.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 46 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru *PGVA* je determinovaný spotrebiteľskými cenami tovarov a služieb (*CPI*), mzdovou bázou v 10 vybraných odvetviach (*LD10*W10*), nominálnym výmenným kurzom bývalej slovenskej koruny k euru (*REEUR*) a reláciou medzi celkovými výdavkami štátneho rozpočtu a celkovými príjmami štátneho rozpočtu (*SBEP/SBIP*). Dlhodobý trend deflátoru *PGVA* sa vyznačuje sezónnym nárastom v 1. štvrťroku a sezónnym poklesom vo 4. štvrťroku, ktorý je významný až od roku 2007.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* vyjadruje, že rast/pokles premennej *CPI*, resp. mzdovej bázy v 10 odvetviach o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru *PGVA* cca o 0.58%, resp. o 0.25% (*ceteris paribus*). Z parametra *c(4)*, resp. *c(5)* vyplýva, že rast/pokles výmenného kurzu *REEUR*, resp. relácie *SBEP/SBIP* o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru *PGVA* cca o 0.30%, resp. 0.04% (*ceteris paribus*). Parametre *c(1)* až *c(7)* sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí *RESIDPGVA*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 47 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru *PGVA* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre *c(2)* až *c(7)* obsahuje tab. 48. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PGVA* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien troch zo štyroch vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné v dlhodobom rovnovážnom vzťahu.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PGVA* na medzikvartálne relatívne zmeny premennej *CPI*, resp. mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach je cca 0.42, resp. cca 0.27. Kým prvá z nich je voči príslušnej dlhodobej elasticite zhruba o pätinu menšia, druhá z nich je v porovnaní s príslušnou dlhodobou elasticitou nepatrne väčšia. Z parametra *c(4)* vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PGVA* na medzikvartálnu relatívnu zmenu relácie *SBEP/SBIP* je cca 0.03, teda takmer rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PGVA* je

charakteristický sezónny rast v 1. štvrťroku a sezónny pokles vo 4. štvrťroku, ktorý je však štatisticky významný až od začiatku roka 2007.

Parameter $c(5)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 85%.

2.3.17. Modelový vzťah pre čisté dane z produktov

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu čistých daní z produktov (NTX) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 49 až 51, resp. z obr. 33 a 34.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 49 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu NTX štatisticky významne determinovaný objemom príjmov štátneho rozpočtu pochádzajúcich z DPH, spotrebných daní a daní z medzinárodného obchodu, ktorý je aproximatívne odvodený z agregátu ich nominálnych hodnôt ($SBI3P$) pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend ($TIME$), aproximujúci súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu NTX a počet evidovaných nezamestnaných osôb (LU_REG), ktorého vplyv je významný od 3. štvrťroka 2000. Dlhodobý trend vývoja objemu NTX sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym rastom vo 4. štvrťroku.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja objemu NTX štatisticky významný aj *indikátor ekonomického sentimentu* (IES), ktorý je vysvetľujúcim faktorom kvalitatívneho charakteru, pričom jeho vplyv je významný od 4. štvrťroka 2001.

Parameter $c(2)$, resp. $c(5)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu príjmov štátneho rozpočtu z DPH, spotrebných daní a daní z medzinárodného obchodu, resp. premennej IES o 1% sa objem NTX zvýši/zníži cca o 0.46%, resp. o 0.03% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že všetky ostatné, bližšie nešpecifikované faktory zvyšovali v analyzovanom období rast objemu

NTX o 0.79% štvrťročne alebo o 3.16% ročne. Na základe parametra $c(4)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu evidovaných nezamestnaných osôb o 1% sa objem NTX zníži/zvýši cca o 0.04% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí $RESIDNTX$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 50 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu NTX z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(6)$ obsahuje tab. 51. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu NTX závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu príjmov štátneho rozpočtu z DPH, spotrebných daní a daní z medzinárodného obchodu, resp. počtu evidovaných nezamestnaných osôb, avšak nie v aktuálnom, ale v predchádzajúcom štvrťroku. Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnych relatívnych zmien objemu NTX na prvý, resp. druhý z nich je 0.41, resp. -0.34. Kým v prípade prvého faktora je krátkodobá elasticita cca o pätinu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita, v prípade druhého faktora je v absolútnej hodnote až desaťkrát väčšia. Medzikvartálne relatívne zmeny objemu NTX sa vyznačujú sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym nárastom vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 1, znamená to, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho vzťahu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na viac ako 96%, teda takmer úplne.

2.3.18. Modelový vzťah pre deflátor čistých daní z produktov

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátoru čistých daní z produktov ($PNTX$) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 52 až 54, resp. z obr. 35 a 36.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 52 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru $PNTX$ je štatisticky významne determinovaný spotrebiteľskými cenami tovarov a služieb (CPI), mzdovou bázou v 10

vybraných odvetviach (*LD10*W10*) a reláciou medzi celkovými výdavkami štátneho rozpočtu a celkovými príjmami štátneho rozpočtu (*SBEP/SBIP*), ktorej vplyv je významný od 2. štvrťroka 2000. Dlhodobý trend deflátoru *PNTX* sa vyznačuje sezónnym rastom v 1. štvrťroku.

Popri uvedených troch vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja deflátoru *PNTX* štatisticky významný aj vplyv *indikátora očakávaných cien v maloobchode (IOCMO)*, ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* vyjadruje, že rast/pokles premennej *CPI*, resp. mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru *PNTX* cca o 0.32%, resp. o 0.16% (*ceteris paribus*). Z parametra *c(4)*, resp. *c(5)* vyplýva, že rast/pokles relácie medzi celkovými výdavkami štátneho rozpočtu a celkovými príjmami štátneho rozpočtu, resp. premennej *IOCMO* o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru *PNTX* cca o 0.01%, resp. 0.05% (*ceteris paribus*). Parametre *c(1)* až *c(6)* sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí *RESIDPNTX*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 51 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru *PNTX* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre *c(2)* až *c(6)* obsahuje tab. 54. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PNTX* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien troch zo štyroch vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné v dlhodobom rovnovážnom vzťahu.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien deflátoru *PNTX* na medzikvartálne relatívne zmeny mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach, resp. relatívne zmeny relácie *SBEP/SBIP* v predchádzajúcom štvrťroku je cca 0.25, resp. cca 0.05¹⁷. Kým prvá z nich je voči príslušnej dlhodobej elasticite väčšia cca o dve tretiny, druhá je v porovnaní s príslušnou dlhodobou elasticitou až päťkrát väčšia. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PNTX* je charakteristický sezónny rast v 1. štvrťroku.

¹⁷ Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 3. štvrťroka 2004.

Z parametra $c(4)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru $PNTX$ na medzikvartálnu relatívnu zmenu relácie indikátora $IOCMO$ je cca 0.07^{18} , teda zhruba o polovicu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita.

Parameter $c(5)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty, ktorá je veľmi blízka 1, vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrtroku, je v nasledujúcom štvrtroku korigovaná takmer na 99%, teda skoro úplne.

2.3.19. Modelový vzťah pre hrubý domáci produkt

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad objemu hrubého domáceho produktu (Y) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 55 až 57, resp. z obr. 37 a 38.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 55 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska závisí vývoj objemu Y štatisticky významne od objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v 10 vybraných odvetviach, ktorý je aproximatívne odvodený z ich nominálnej hodnoty ($TR10P$) pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je počet nezamestnaných v metodike VZPS (LU_ILO) a časový trend ($TIME$), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu Y . Dlhodobý trend vývoja objemu Y sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrtroku a sezónnym rastom v 3. štvrtroku.

Parameter $c(2)$ znamená, že pri zvýšení/poklese objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach o 1% sa objem Y zvýši/zníži cca o 0.25% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval v analyzovanom období rast objemu Y cca o 1.03% štvrtročne alebo o 4.12% ročne. Na základe parametra $c(4)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu nezamestnaných osôb o 1% sa objem Y zníži/zvýši cca o 0.11% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(6)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí $RESIDY$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 56 stacionárny.

¹⁸ Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 1. štvrtroka 2004.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja objemu Y z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(1)$ až $c(7)$ obsahuje tab. 57. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu Y závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien objemu tržieb v 10 vybraných odvetviach a počtu nezamestnaných osôb¹⁹. Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnych relatívnych zmien objemu Y na prvý, resp. druhý vysvetľujúci faktor je cca 0.19, resp. -0.11. Zatiaľ čo prvá z nich je voči príslušnej dlhodobej elasticite cca o pätinu menšia, druhá je prakticky rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita. Medzikvartálne relatívne zmeny objemu Y sa vyznačujú sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym nárastom v 3. štvrťroku.

Pre krátkodobé relatívne zmeny objemu Y sú štatisticky významné aj krátkodobé relatívne zmeny *indikátora ekonomického sentimentu IES*, teda ukazovateľa kvalitatívneho charakteru. Ide však o medzikvartálne relatívne zmeny, ktoré v premennej *IES* nastali nie v aktuálnom, ale v predchádzajúcom štvrťroku. Parameter $c(4)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu Y na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.14.

Parameter $c(5)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 88%.

2.3.20. Modelový vzťah pre deflátor hrubého domáceho produktu

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad deflátoru hrubého domáceho produktu (PY) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 58 až 60, resp. z obr. 39 a 40.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 58 vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru PY je štatisticky významne determinovaný spotrebiteľskými cenami tovarov a služieb (CPI), mzdovou bázou v 10 vybraných odvetviach ($LD10*W10$), nominálnym výmenným kurzom bývalej slovenskej koruny k euru ($REEUR$)

¹⁹ Vplyv tohto vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 2. štvrťroka 2001.

a reláciou medzi celkovými výdavkami štátneho rozpočtu a celkovými príjmami štátneho rozpočtu (*SBEP/SBIP*). Dlhodobý trend deflátoru *PY* sa vyznačuje sezónnym nárastom v 1. štvrťroku a sezónnym poklesom vo 4. štvrťroku, ktorý je však štatisticky významný až od roku 2007.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* vyjadruje, že rast/pokles premennej *CPI*, resp. mzdovej bázy v 10 odvetviach o 1% vedie k rastu/poklesu deflátoru *PY* cca o 0.55%, resp. o 0.25% (*ceteris paribus*). Z parametra *c(4)*, resp. *c(5)* vyplýva, že rast/pokles výmenného kurzu *REEUR*, resp. relácie *SBEP/SBIP* o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru *PY* cca o 0.28%, resp. 0.04% (*ceteris paribus*). Parametre *c(1)* až *c(7)* sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, pretože časový rad rezíduí *RESIDPY*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 59 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja deflátoru *PY* z krátkodobého hľadiska a jeho parametre *c(2)* až *c(7)* obsahuje tab. 60. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PY* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien troch zo štyroch vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné v dlhodobom rovnovážnom vzťahu.

Parameter *c(2)*, resp. *c(3)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PY* na medzikvartálne relatívne zmeny premennej *CPI*, resp. mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach je cca 0.40, resp. cca 0.27. Kým prvá z nich je voči príslušnej dlhodobej elasticite zhruba o štvrtinu menšia, druhá z nich je v porovnaní s príslušnou dlhodobou elasticitou nepatrne väčšia. Z parametra *c(4)* vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PY* na medzikvartálnu relatívnu zmenu relácie *SBEP/SBIP* je cca 0.03, teda o štvrtinu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PY* je charakteristický sezónny rast v 1. štvrťroku a sezónny pokles vo 4. štvrťroku, ktorý je však štatisticky významný až od začiatku roka 2007.

Parameter $c(5)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na vyše 84%.

3. MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI

3.1. Všeobecná charakteristika modelového aparátu

Modelový aparát na rýchle odhady vývoja celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 tvoria 2 jednorovnicové ekonometrické modely v tvare *ECM*. Na ich konštrukciu bolo využitých 9 skutočných exogénnych premenných, v kombinácii so 4 sezónnymi premennými a 1 pomocnou premennou (časový trend). Základnými vysvetľujúcimi faktormi sú relevantné odvetvové alebo makroekonomické ukazovatele kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru. Jedná sa o také ukazovatele, ktorých vývoj sa štatisticky sleduje buď s mesačnou alebo štvrťročnou periodicitou a navyše, ich vývoj je v momente prípravy rýchlych odhadov celkovej zamestnanosti za referenčný štvrťrok už známy.

Pokiaľ ide o údaje sledované so štvrťročnou periodicitou, jedná sa o celkovú zamestnanosť v slovenskej ekonomike, ktorá je vyjadrená v metodike výberových zisťovaní pracovných síl (VZPS). Údaje o jej vývoji možno využiť na zostavenie rýchleho odhadu celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 v referenčnom štvrťroku preto, lebo v čase $T+38$ dní po jeho skončení sú už známe.

Východiskom konštrukcie modelového aparátu boli hypotézy o determinantoch vývoja celkovej zamestnanosti, ktoré boli predmetom štatistického testovania. Na štatistické testovanie hypotéz boli použité pôvodné časové rady všetkých relevantných makroekonomických a odvetvových ukazovateľov kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru za obdobie 1. štvrťrok 2000 až 2. štvrťrok 2010, v kombinácii so sezónnymi premennými. Sezónna analýza totiž ukázala, že vývoj týchto časových radov je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnej zložky. Ide o integrované časové rady typu $I(1)$, z čoho vyplýva, že z nich odvodené časové rady 1. diferencií sú stacionárne, t.j. typu $I(0)$. Výsledky týchto štatistických analýz a testov sú uvedené v *Prílohe I*.

Metodologický postup konštrukcie modelového aparátu na rýchle odhady celkovej zamestnanosti a kvantifikácie jeho parametrov je založený opäť na *Engle-Grangerovom* algoritme. Parametre jednotlivých modelových vzťahov boli kvantifikované pomocou metódy najmenších štvorcov (*OLS*).

3.2. Modelové vzťahy na rýchly odhad celkovej zamestnanosti

Konštrukcia prezentovaných modelových vzťahov, ktoré spolu tvoria modelový aparát na rýchly odhad celkovej zamestnanosti, bola aj v tomto prípade procesom štatistickej verifikácie viacerých obsahovo rozdielne formulovaných hypotéz o determinantoch vývoja príslušnej endogénnej (závisle) premennej v analyzovanom období. Aj tentoraz budeme prezentovať a interpretovať len výsledný dlhodobý rovnovážny vzťah, ktorý bol východiskom pre konštrukciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, spolu s konečným modelovým vzťahom v tvare *ECM*. Výsledky kvantifikácie jednotlivých modelových vzťahov sú uvedené v *Prílohe II*.

K výsledkom kvantifikácie možno vo všeobecnosti uviesť, že:

- všetky odhadnuté parametre sú ekonomicky interpretovateľné a štatisticky významné (štatisticky významne rozdielne od nuly),
- parameter korekčného člena je štatisticky významný a záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu na korekciu chyby,
- zložky časových radov rezíduí, ktoré vyplývajú z modelových vzťahov v tvare *ECM*, nie sú vzájomne autokorelované,
- dlhodobé rovnovážne modelové vzťahy aj modelové vzťahy v tvare *ECM* majú veľmi vysokú výrokovú schopnosť.

3.2.1. Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch VZPS)

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie prvej verzie modelového vzťahu pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 (*LD_ESNU95*) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 61 až 63, resp. z obr. 41 a 42.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 61 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj celkovej zamestnanosti *LD_ESNU95* štatisticky významne determinovaný celkovou zamestnanosťou v metodike VZPS (*LD_ILO*) a modifikovaný zamestnanosťou, ktorá reprezentuje tú časť ekonomicky aktívneho obyvateľstva SR, ktorá odišla a pracuje v zahraničí (*LDF_ILO*). Dlhodobý trend vývoja celkovej

zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 sa vyznačuje štatisticky významným sezónnym poklesom v 1. štvrťroku.

Popri uvedených vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru je pre vysvetlenie dlhodobého trendu vývoja LD_ESNU95 štatisticky významný aj vplyv *indikátora očakávaného dopytu* (IOD), ktorý je vysvetľujúcou premennou kvalitatívneho charakteru.

Parameter $c(2)$ znamená, že pri zvýšení/poklese celkovej zamestnanosti LD_ILO o 1% sa celková zamestnanosť LD_ESNU95 zvýši/zníži cca o 0.75% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že zvýšenie/pokles zamestnanosti LDF_ILO o 1% vedie k zníženiu/zvýšeniu celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 cca o 0.01% (*ceteris paribus*). Parameter $c(4)$ udáva, že pri raste/poklese indikátora očakávaného dopytu o 1% sa celková zamestnanosť LD_ESNU95 zvýši/zníži cca o 0.01% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(5)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí $RESIDLD1_ESNU95$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 62 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 63. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny zamestnanosti LD_ESNU95 závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien zamestnanosti LD_ILO . Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien zamestnanosti LD_ESNU95 na tento vysvetľujúci faktor je cca 0.71, teda je nepatrne menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je vývoj relatívnych zmien zamestnanosti LD_ESNU95 tiež významne determinovaný krátkodobými relatívnymi zmenami priemernej mesačnej nominálnej mzdy v 10 vybraných odvetviach ako celku ($W10$). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien zamestnanosti LD_ESNU95 na uvedený vysvetľujúci faktor je cca -0.02. Z krátkodobého hľadiska teda existuje medzi vývojom celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 a vývojom nominálnych miezd nepriamoúmerný vzťah. Pre krátkodobé relatívne zmeny celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 je charakteristický sezónny pokles v 1. štvrťroku.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná cca na vyše 85%. Znamená to, že rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je pomerne vysoká.

3.2.2. Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch o odvetvovej zamestnanosti)

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie druhej verzie modelového vzťahu pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 (LD_ESNU95) sú založené na informáciách vyplývajúcich z tab. 64 až 66, resp. z obr. 43 a 44.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

Z tab. 64 vyplýva, že z dlhodobého hľadiska závisí vývoj celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 štatisticky významne od viacerých vysvetľujúcich faktorov. Hlavným z nich je zamestnanosť v 10 vybraných odvetviach ako celku ($LD10$) a ďalšími štatisticky významnými vysvetľujúcimi faktormi sú objem dovozu investičných tovarov (vrátane príslušenstva), ktorý je aproximatívne odvodený z jeho nominálnej hodnoty ($MIGP$) pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI), priemerná mesačná nominálna mzda v 10 vybraných odvetviach ako celku ($W10$), ktorej vplyv je významný od roku 2004, časový trend ($TIME$), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 a počet evidovaných nezamestnaných (LU_REG). Dlhodobý trend vývoja celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 sa vyznačuje sezónnym poklesom v 1. štvrťroku a sezónnym rastom vo 4. štvrťroku.

Parameter $c(2)$ znamená, že pri zvýšení/poklese zamestnanosti v 10 vybraných odvetviach ako celku o 1% sa celková zamestnanosť LD_ESNU95 zvýši/zníži cca o 0.25% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$, resp. $c(4)$ vyplýva, že pri zvýšení/poklese objemu dovozu investičných tovarov (vrátane príslušenstva), resp. priemernej mesačnej nominálnej mzdy v 10 vybraných odvetviach ako celku o 1% sa celková zamestnanosť LD_ESNU95 zníži/zvýši cca o 0.04%, resp. o 0.004% (*ceteris paribus*). Parameter $c(5)$ udáva, že súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov zvyšoval celkovú zamestnanosť LD_ESNU95 cca o 0.27% štvrťročne

alebo o 1.08% ročne. Na základe parametra $c(6)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu evidovaných nezamestnaných osôb o 1% sa celková zamestnanosť LD_ESNU95 zníži/zvýši cca o 0.05% (*ceteris paribus*). Parametre $c(1)$ až $c(8)$ sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*, lebo časový rad rezíduí $RESIDLD2_ESNU95$, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je podľa výsledkov *EG* testu v tab. 65 stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

Modelový vzťah s korekčným členom vyjadruje regresnú závislosť vývoja celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 z krátkodobého hľadiska a jeho parametre $c(2)$ až $c(5)$ obsahuje tab. 66. Z nej vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien zamestnanosti v stavebníctve ($LDST$) a počtu evidovaných nezamestnaných osôb. Parameter $c(2)$, resp. $c(3)$ udáva, že krátkodobá elasticita medzikvartálnych relatívnych zmien celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 na prvý, resp. druhý z uvedených vysvetľujúcich faktorov je cca 0.15, resp. -0.06. Druhá z nich je v absolútnej hodnote zhruba o pätinu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Medzikvartálne relatívne zmeny celkovej zamestnanosti LD_ESNU95 sa vyznačujú sezónnym poklesom v 1. štvrťroku, ktorý je štatisticky významný od roku 2004.

Parameter $c(4)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od dlhodobého rovnovážneho stavu, ktorá vznikne v určitom štvrťroku, je v nasledujúcom štvrťroku korigovaná na 50%, teda z polovice.

4. ARIMAX MODELY AKO NÁSTROJ NA RÝCHLE ODHADY VÝVOJA MAKROEKONOMICKÝCH UKAZOVATEĽOV

V tejto kapitole je stručne charakterizovaný metodologický postup a výsledky konštrukcie *ARIMAX* modelov pre rýchle odhady vybraných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Ide o modelový aparát, ktorý je založený na princípoch tzv. *Box-Jenkinsovej* metodológie. *ARIMAX* modely - podobne ako *ARIMA* modely v 2. etape riešenia projektu - boli vytvorené nad rámec pôvodného zámeru projektu a sú doplnkom modelového aparátu, ktorý je prezentovaný v predchádzajúcich dvoch kapitolách. Modelové nástroje založené na *Box-Jenkinsovej* metodológii sa totiž všeobecne považujú za veľmi sofistikované nástroje na extrapoláciu vývoja časových radov, a preto ich možno využiť aj ako doplnkový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov.

4.1. Stručná charakteristika *ARIMAX* modelov

ARIMAX modely sú *ARIMA* modely s exogénnymi premennými alebo tzv. vstupnými časovými radmi. To znamená, že vývoj závisle premennej je v *ARIMAX* modeloch - na rozdiel od *ARIMA* modelov - vysvetlený nielen pomocou jej minulých hodnôt a náhodných šokov, ale aj pomocou exogénnych premenných. Praktické výsledky aplikácie *ARIMA* modelov totiž ukázali, že ich špecifikácia nemusí byť vždy dostatočná pre vysvetlenie zásadných zmien (väčších výkyvov, resp. obrátov) vo vývoji modelovanej premennej.

V odbornej literatúre sa pre tento typ modelov používa viacero názvov, ktoré sú v podstate ekvivalentné: *ARIMAX* model, model s prenosovou funkciou (*transfer function model*), model so zásahom (*intervention model*) alebo regresný model s *ARMA* chybami. A. Pankratz označuje tento typ modelov tiež ako dynamickú regresiu [14].

Z hľadiska metodologických odlišností oproti *ARIMA* modelom je dôležité uviesť, že v prípade *ARIMAX* modelov sa *ARMA* identifikácia a modelovanie aplikuje na reziduálne časové rady, ktoré sú výsledkom jednoduchého regresného modelu. V prípade *ARIMAX* modelov sa teda požiadavka stacionarity aplikuje na tzv. chybový člen (v *ARIMA* terminológii sa označuje ako šum). Nevyžaduje sa stacionarita vstupných časových radov, ale v prípade nestacionárnosti časového radu rezíduí získaného z jednoduchej regresie založenej na pôvodných časových

radoch (závisle a nezávisle premenných) je možné pôvodné časové rady stacionarizovať pomocou diferencovania. Všeobecný zápis *ARIMAX* modelu je nasledovný:

$$W_t = \mu + \sum_i \Phi_i(B)X_{i,t} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)}a_t \quad (1)$$

kde W_t je časový rad závisle premennej Y_t alebo jeho diferencia, $X_{i,t}$ je i -ty vstupný časový rad alebo jeho diferencia, μ je stredná hodnota, $\Phi_i(B)$ sú váhy prenosovej funkcie pre i -ty vstupný časový rad a zostávajúca časť modelu reprezentuje *ARIMA* model pre rezíduá, v ktorom:

$\Phi(B)$ je autoregresný operátor vyjadrený ako polynóm pomocou operátora spätného chodu²⁰: $\Phi(B)=1-\Phi_1B-\dots-\Phi_pB^p$,

$\vartheta(B)$ je operátor kľzavých priemerov vyjadrený ako polynóm pomocou operátora spätného chodu: $\vartheta(B)=1-\vartheta_1B-\dots-\vartheta_qB^q$

a a_t je biely šum.

Možno teda zhrnúť, že *ARIMAX* model vo všeobecnosti vyjadruje vývoj hodnôt časového radu závisle premennej ako kombináciu minulých hodnôt náhodných chýb a minulých hodnôt iných vstupných časových radov (nezávisle premenných).

4.2. Výsledky konštrukcie ARIMAX modelov

V tejto časti sú prezentované a stručne interpretované výsledky konštrukcie *ARIMAX* modelov pre päť vybraných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Metodologický postup ich konštrukcie je detailnejšie ilustrovaný na príklade *ARIMAX* modelu pre hrubý domáci produkt. Výsledky odhadov jednotlivých modelov ako aj výsledky štatistických testov, ktoré sa v texte spomínajú, boli získané pomocou programového systému *EViews* a sú uvedené v *Prílohe III*.

4.2.1. ARIMAX model pre hrubý domáci produkt

Prvým krokom pri konštrukcii *ARIMAX* modelu je zostavenie jednoduchého regresného modelu, v ktorom je vývoj závisle premennej vysvetlený vývojom jednej alebo viacerých

²⁰ B je operátor spätného chodu: $BX_t=X_{t-1}$.

vysvetľujúcich premenných. Na vysvetlenie vývoja HDP v stálych cenách (Y) bola použitá jedna vysvetľujúca premenná, menovite tržby v 10 odvetviach ($T10P$), ktoré sa štatisticky sledujú s mesačnou periodicitou. Výsledky odhadu parametrov jednoduchého regresného modelu pre HDP za obdobie 1. štvrťrok 2000 až 2. štvrťrok 2010 obsahuje *Model 1*.

Vhodnosť regresného modelu pre konštrukciu samotného *ARIMAX* modelu sa posudzuje na základe vlastností jeho rezíduí. Druhým krokom je teda otestovanie rezíduí z odhadnutého regresného modelu na stacionaritu. Z grafu rezíduí *Modelu 1* vyplýva, že tento časový rad je jednoznačne nestacionárny v úrovni aj vo variabilite, pretože má trend a aj jeho výkyvy sa s časom menia. V prípade, že by na posúdenie stacionarity časového radu rezíduí nepostačovalo vizuálne zobrazenie, možno použiť jeho korelogram, resp. testy jednotkového koreňa (budú použité ďalej). Vzhľadom na to, že rezíduá z jednoduchej regresie nie sú stacionárne, nie je možné na nich aplikovať postup identifikácie *ARMA* modelu.

Na dosiahnutie stacionarity rezíduí bolo potrebné pôvodné časové rady v ďalšom kroku transformovať. Časové rady HDP a tržieb boli transformované pomocou prvých diferencií a logaritmickej transformácie a následne znova použité v jednoduchom regresnom modeli (*Model 2*).

Rezíduá z odhadu druhého regresného modelu sú stacionárne, o čom svedčí nielen ich grafické zobrazenie, ale aj *ADF* test jednotkového koreňa. Na základe jeho výsledkov (*Test stacionarity 1*) možno zamietnuť hypotézu o existencii jednotkového koreňa, a preto možno časový rad rezíduí považovať za stacionárny²¹.

Stacionárny časový rad rezíduí možno následne využiť na identifikáciu *ARMA* členov prostredníctvom korelogramu príslušného časového radu (*Korelogram 1*). Pomocou korelogramu možno identifikovať potenciálne vhodné *ARMA* špecifikácie. V tomto prípade sú štatisticky významné koeficienty autokorelácie na miestach so sezónnym posunom a keďže sa jedná o pozitívne hodnoty, je vhodné použiť sezónny *AR* proces (*SAR*). Vzhľadom na viaceré

²¹ Testovanie kointegrácie pomocou *ADF* testu je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou, ktorá však nie je totožná s kritickou hodnotou používanou pri testovaní prítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade. Podobne ako pri testovaní kointegrácie pomocou *EG* testu je *MacKinnonova* kritická hodnota zápornejšia a je tabelovaná pre štandardné hladiny významnosti (1%, 5%, 10%) v závislosti od počtu pozorovaní použitých na odhad parametrov a od počtu vysvetľujúcich premenných v dlhodobom rovnovážnom vzťahu.

štatisticky významné koeficienty autokorelácie aj parciálnej autokorelácie je možné zahrnúť do rovnice aj *AR* členy (do rádu 3) aj *MA* členy (do rádu 6). Pri praktickej aplikácii sa ako najvhodnejší z ponúkaných možností javil člen *MA*(1). Definitívny odhad *ARIMAX* modelu predstavuje *Model 3*, v ktorom bol použitý sezónny *AR* proces a *MA* proces 1. rádu.

Odhadnutý *ARIMAX* model vysvetľuje vyše 92% rozptylu vývoja závisle premennej a spĺňa podmienky stacionarity aj invertibility²², čiže je vhodný na rýchle odhady, resp. krátkodobé prognózovanie. Vzhľadom na to, že v modeli je zahrnutá aj časovo posunutá závisle premenná vyššieho rádu (vo forme *AR* procesu), pre testovanie autokorelácie rezíduí je vhodné použiť *LM* test (*Test autokorelácie 1*). Obe testovacie štatistiky *LM* testu potvrdzujú, že v modeli nie je prítomná autokorelácia. Keďže hladiny významnosti pre obe štatistiky sú príliš vysoké (Prob. v tabuľke pre *LM* test), môžeme prijať nulovú hypotézu, že rezíduá nie sú autokorelované do uvažovaného posunu 2.

4.2.2. *ARIMAX* model pre konečnú spotrebu domácností

V *ARIMAX* modeli pre konečnú spotrebu domácností v stálych cenách (*C*) je ako vysvetľujúca premenná použitá reálna mzdová báza vstupujúca do modelu v tvare ($W10 * LD10 / CPI$), ktorý je zložený z 3 mesačne sledovaných ukazovateľov: *W10* - priemerná mesačná nominálna mzda v 10 štatisticky sledovaných odvetviach, *LD10* - priemerná zamestnanosť v 10 štatisticky sledovaných odvetviach a *CPI* - index spotrebiteľských cien.

Rezíduá z jednoduchého regresného modelu pre vysvetlenie objemu *C* založeného na uvedenej vysvetľujúcej premennej boli otestované na stacionaritu pomocou korelogramu a testu jednotkového koreňa. Stacionárnosť rezíduí z jednoduchého regresného modelu bola dosiahnutá až po transformovaní pôvodných časových radov, pričom boli použité prvé nesezónne diferencie ako aj logaritmickej transformácia. Na základe výsledkov *ADF* testu jednotkového koreňa možno zamietnuť nulovú hypotézu o existencii jednotkového koreňa s pravdepodobnosťou takmer 100% (*Test stacionarity 2*).

²² Inverzné *AR* aj *MA* korene musia ležať vo vnútri jednotkového kruhu. Vysvetlenie vlastností obidvoch procesov možno nájsť v [8,9,10,16].

Na základe korelogramu stacionárnych rezíduí (*Korelogram 2*) bol identifikovaný a odhadnutý definitívny tvar *ARIMAX* modelu pre konečnú spotrebu domácností (*Model 4*), ktorý vysvetľuje takmer 90% rozptylu závisle premennej. Model spĺňa tiež podmienky stacionarity a invertibility a z výsledkov testovania vyplýva, že jeho rezíduá nie sú vzájomne autokorelované (*Test autokorelácie 2*).

4.2.3. ARIMAX model pre deflátor konečnej spotreby domácností

Na konštrukciu *ARIMAX* modelu pre deflátor konečnej spotreby domácností (*PC*) boli použité síce tie isté tri vysvetľujúce premenné ako pri konštrukcii *ARIMAX* modelu pre konečnú spotrebu domácností, avšak v inej podobe. Inflácia reprezentovaná indexom spotrebiteľských cien (*CPI*), resp. nominálna mzdová báza ($W10*LD10$) v 10 odvetviach sú v tomto prípade dvoma samostatnými vysvetľujúcimi premennými.

Na získanie stacionárnych rezíduí z jednoduchého regresného modelu bolo potrebné použiť prvé sezónne diferencie pôvodných premenných. Výstup potvrdzujúci stacionaritu rezíduí z jednoduchého regresného modelu založeného na sezónne diferencovaných časových radoch predstavuje *Test stacionarity 3*.

Korelogram stacionárneho časového radu rezíduí (*Korelogram 3*) bol východiskom na identifikáciu vhodných *ARMA* špecifikácií. Do definitívnej verzie *ARIMAX* modelu pre deflátor konečnej spotreby domácností boli zahrnuté nasledovné členy: sezónny *MA* proces (vhodný vzhľadom na negatívne hodnoty štatisticky významných koeficientov autokorelácie a parciálnej autokorelácie) a *MA* proces 1. rádu (vhodný vzhľadom na štatisticky významné koeficienty autokorelácie, posledný s posunom 8).

Odhadnutý *ARIMAX* model pre deflátor konečnej spotreby domácností vysvetľuje vyše 95% rozptylu závisle premennej a zároveň spĺňa všetky požiadavky kladené na kvalitu modelu (stacionarita, invertibilita, neprítomnosť autokorelácie v rezíduách - *Test autokorelácie 3*).

4.2.4. ARIMAX model pre celkovú zamestnanosť v hospodárstve

ARIMAX model celkovej zamestnanosti v hospodárstve (*LD_ESNU95*) je založený na jednej vysvetľujúcej premennej, ktorou je zamestnanosť v 10 odvetviach (*LD10*), ktorá sa štatisticky

sleduje s mesačnou periodicitou. Pre získanie stacionárnych rezíduí z jednoduchkej regresie bolo v tomto prípade potrebné použiť prvé sezónne aj prvé nesezónne diferencie pôvodných časových radov. Vzhľadom na to, že rezíduá z jednoduchkej regresie založenej na takto transformovaných časových radoch sú stacionárne (*Test stacionarity 4*), možno na základe korelogramu (*Korelogram 4*) identifikovať vhodnú *ARMA* špecifikáciu.

Definitívna verzia *ARIMAX* modelu pre celkovú zamestnanosť v hospodárstve (*Model 6*) obsahuje sezónny *MA* proces a *AR* a *MA* procesy 1. rádu. Takto odhadnutý model vysvetľuje vyše 66% rozptylu závisle premennej, v jeho rezíduách nie je prítomná autokorelácia (*Test autokorelácie 4*) a spĺňa aj požiadavku stacionarity aj invertibility.

4.2.5. *ARIMAX* model pre priemernú mesačnú nominálnu mzdu v hospodárstve

Pri konštrukcii *ARIMAX* modelu pre priemernú mesačnú nominálnu mzdu v hospodárstve (*W*) bola ako vysvetľujúca premenná využitá priemerná mesačná nominálna mzda v 10 odvetviach (*W10*). Pôvodné premenné boli stacionarizované pomocou prvých nesezónnych diferencií a logaritmickéj transformácie a takto upravené časové rady viedli k získaniu stacionárnych rezíduí z jednoduchého regresného modelu (*Test stacionarity 5*). Na základe korelogramu stacionárnych rezíduí (*Korelogram 5*) boli ako potenciálne vhodné identifikované *AR* a *MA* procesy 1. rádu. Avšak pri praktických aplikáciách sa ako vhodnejší prejavil *MA* proces 1. rádu.

Odhadnutý *ARIMAX* model pre priemernú mesačnú nominálnu mzdu v hospodárstve (*Model 7*) vysvetľuje takmer 99% rozptylu závisle premennej, spĺňa podmienky stacionarity aj invertibility a na základe *Durbin-Watsonovej* štatistiky (blízkej hodnote 2) možno konštatovať, že rezíduá modelu nie sú autokorelované²³.

²³ V tomto prípade nie je potrebné aplikovať *LM* test autokorelácie, keďže medzi vysvetľujúcimi premennými modelu sa nevyskytujú časovo posunuté hodnoty závisle premennej.

5. ZÁVER

Hlavným cieľom riešenia projektu v roku 2010 bola konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu, ktorý možno podporne využívať na zostavovanie rýchlych odhadov vývoja HDP a celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 na základe štatistických informácií kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru. Na základe výsledkov riešenia 3. etapy projektu možno konštatovať, že odvetvové i makroekonomické ukazovatele kvalitatívneho i kvantitatívneho charakteru, ktoré sa štatisticky sledujú s mesačnou, resp. štvrťročnou periodicitou, predstavujú relevantný zdroj informácií pre konštrukciu modelového aparátu na zostavovanie rýchlych odhadov vývoja uvedených dvoch makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Jedná sa totiž o štatisticky významné faktory, pomocou ktorých je možné vysvetliť dlhodobé trendy i krátkodobú dynamiku vývoja HDP (vrátane vývoja jednotlivých zložiek štruktúry jeho tvorby, resp. použitia a ich deflátorov) aj celkovej zamestnanosti.

Modelový aparát na rýchle odhady, ktorý je hlavným výsledkom riešenia 3. etapy projektu, tvorí spolu 22 jednorovnicových ekonometrických modelov v tvare *ECM*. Na ich konštrukciu bolo využitých 33 reálnych exogénnych premenných, 4 sezónne premenné a 1 pomocná premenná (časový trend). Prevažnú väčšinu týchto modelov (20 z 22) možno podporne využiť na rýchle odhady HDP v stálych a bežných cenách, a to priamym, resp. nepriamym spôsobom, alebo obidvoma spôsobmi súčasne. Zostávajúce 2 modely sú určené na rýchle odhady celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95. Doplnkom sú *ARIMAX* modely založené na *Box-Jenkinsovej* metodológii, ktoré poskytujú pre zostavovanie rýchlych odhadov HDP a celkovej zamestnanosti ďalšie informácie špecifického charakteru.

K výsledkom riešenia 3. etapy projektu patrí okrem uvedeného modelového aparátu aj 2. časť užívateľskej príručky k programovému systému *EViews*, pomocou ktorého bol daný modelový aparát vytvorený. Tento programový systém možno totiž využívať nielen interaktívne, ale aj prostredníctvom jeho vlastného programovacieho jazyka. Účelom užívateľskej príručky je ilustrovať ďalšie možnosti automatizovaného využívania tohto programového systému v jednotlivých etapách konštrukcie modelového aparátu na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov.

Výroková schopnosť modelového aparátu v tvare *ECM*, ktorý je založený na informáciách kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru, je veľmi vysoká. V porovnaní s výrokovou schopnosťou modelového aparátu vytvoreného v 2. etape, ktorý bol založený len na štatistických informáciách kvantitatívneho charakteru, je vyššia. Svedčia o tom hodnoty koeficientov determinácie pre dlhodobé modelové rovnovážne vzťahy aj pre modelové vzťahy v tvare *ECM* na rýchly odhad HDP i celkovej zamestnanosti.

V súlade so závermi riešenia projektu v roku 2009 sa teda potvrdilo, že výsledky konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov majú potenciál zlepšiť výrokovú schopnosť modelového aparátu, ktorý bol vytvorený v 2. etape riešenia projektu. Využitie informácií kvalitatívneho charakteru, ktoré tieto výsledky obsahujú, viedlo k zvýšeniu výrokovej schopnosti modelového aparátu preto, lebo sa zvýšila výroková schopnosť buď dlhodobých rovnovážnych vzťahov, resp. modelových vzťahov v tvare *ECM*, alebo obidvoch tvarov modelových vzťahov súčasne. Možno teda konštatovať, že informácie vyplývajúce z výsledkov konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov majú schopnosť prispieť k vysvetleniu odchýlok vývoja závisle premenných od ich dlhodobých stochastických trendov, ako aj k vysvetleniu krátkodobých zmien v ich vývoji.

Aj výsledky experimentálnych aplikácií modelového aparátu v priebehu roku 2010 ukázali, že je schopný v dostatočnej miere vysvetliť dlhodobé (stochastické) trendy i krátkodobú dynamiku vývoja HDP a celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95. Z toho vyplýva, že vytvorený modelový aparát nezlyháva ani v podmienkach výrazných zmien (zlomov, resp. obrátov) v dlhodobých trendoch vývoja HDP, resp. jednotlivých zložiek štruktúry jeho tvorby a použitia a ich deflátorov a celkovej zamestnanosti, ku ktorým došlo po roku 2008 vplyvom globálnej hospodárskej krízy aj u nás. Naopak, naďalej poskytuje rýchle odhady ich vývoja s prijateľnou mierou nepresnosti.

6. LITERATÚRA

1. Applied Time Series Analysis for Official Statistics, The Course Material, Milano, Italy, December 4-6, 2002.
2. Arlt, J. (1999): Moderní metody modelování ekonomických časových řad. Grada.
3. Asteriou, D. - Hall, S. G. (2007): Applied Econometrics (A Modern Approach using EViews and Microfit), revised edition.
4. Chatfield, C. (1996): The Analysis of Time Series. 5th ed., Chapman & Hall, New York.
5. Engle, R. F. – Granger, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, p. 251-276.
6. EViews 5 User's Guide (2004), Quantitative Micro Software, LLC.
7. Haluška, J. – Olexa, M. – Juriová, J. – Klúčik, M. (2008): Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Využitie konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov). Bratislava, INFOSTAT. ISBN 978-80-89398-06-5.
8. Haluška, J. – Olexa, M. – Juriová, J. – Klúčik, M. (2009): Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Využitie makroekonomických a odvetvových informácií kvantitatívneho charakteru). Bratislava, INFOSTAT. ISBN 978-80-89398-14-0.
9. Hamilton, J. D. (1994): Time Series Analysis. Princeton University Press.
10. Harvey, A. C. (1990): The Econometric Analysis of Time Series. The London School of Economics, PHILIP ALLAN.
11. Hatrák, M. (2007): Ekonometria. Edícia EKONÓMIA, Iura Edition.
12. Internet: <http://portal.statistics.sk>, <http://www.finance.gov.sk>, <http://www.nbs.sk>
13. MacKinnon, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests. QED, Working Paper No. 1227.
14. Pankratz, A. (1991): Forecasting with Dynamic Regression Models. John Wiley and Sons, New York.
15. Rublíková, E. (2007): Analýza časových radov. Edícia EKONÓMIA, Iura Edition.
16. Rublíková, E - Príhodová, I. (2008): Analýza vybraných časových radov - ARIMA modely. Vydavateľstvo EKONÓM.

PRÍLOHA I

I. Testovanie stacionarity časových radov pomocou testu jednotkového koreňa (*unit root test*)

Testovanie stacionarity časových radov všetkých reálnych premenných, ktoré sú súčasťou modelov prezentovaných v tejto štúdii, sa uskutočnilo pomocou programového systému *EViews*. Tento programový systém poskytuje pre daný účel celkovo šesť testov, z ktorých najznámejší a najpoužívanější je *Augmented Dickey - Fullero* (*ADF*) test. Nulová hypotéza v tomto prípade predpokladá, že časový rad, ktorý je predmetom testovania, obsahuje jednotkový koreň (*unit root*), teda že je nestacionárny.

Testovanie prítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade pomocou *ADF* testu je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou, a to štandardne na troch hladinách významnosti (1%, 5% a 10%). Ak je vypočítaná *t*-štatistika v absolútnej hodnote menšia ako príslušná kritická hodnota, znamená to, že nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade je potrebné na príslušnej hladine významnosti zamietnuť a prijať alternatívnu hypotézu, že daný časový rad je stacionárny.

ADF test na prítomnosť jednotkového koreňa v časovom rade je v programovom systéme *EViews* rozložený do dvoch krokov. V 1. kroku sa testuje prítomnosť jednotkového koreňa na základe skutočných hodnôt časového radu, t.j. ide o testovanie úrovne časového radu. Ak *ADF* test poukazuje na prítomnosť jednotkového koreňa v úrovni časového radu, test sa opakuje v 2. kroku na úrovni 1. diferencií časového radu a v prípade potreby aj na úrovni diferencií vyššieho stupňa.

ADF test ukázal, že časové rady všetkých reálnych premenných vystupujúcich v prezentovaných modeloch obsahujú jednotkový koreň, teda sú nestacionárne. Z výsledkov testovania vyplýva, že sa jedná o premenné typu *I(1)*, čo znamená, že časové rady 1. diferencií týchto premenných sú stacionárne. Výsledky *ADF* testu pre časové rady jednotlivých premenných, ktoré poskytol programový systém *EViews*, sú uvedené v nasledujúcich tabuľkách. Počet členov časovo posunutej endogénnej premennej, ktoré sú v testovacom vzťahu potrebné na to, aby bola eliminovaná autokorelácia rezíduí, bol určený na základe *Akaikeho informačného kritéria (AIC)*.

Null Hypothesis: C has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.044536	0.5606
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(C) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.14038	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.271294	0.9890
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.783909	0.0020
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: G has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.554422	0.0464
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(G) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.945243	0.0186
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.983068	0.5934
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PG) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.404257	0.0644
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: I has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.906454	0.6335
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(I) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.346218	0.0728
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.008931	0.5796
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.212447	0.0006
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: EGS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.623282	0.0397
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(EGS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.800803	0.0020
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PEGS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.608547	0.0033
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PEGS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.405607	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MGS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.501431	0.0522
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(MGS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.440085	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PMGS has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.884504	0.0215
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PMGS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.225267	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: Q has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.258370	0.0874
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(Q) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.611786	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PQ has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.862979	0.9997
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PQ) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.743554	0.0023
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **ICO** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.998663	0.5851
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(ICO)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.176346	0.0104
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **PICO** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.219534	0.9974
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(PICO)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.418930	0.0055
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **GVA** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.626967	0.7651
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(GVA)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.911836	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PGVA has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.654526	0.9994
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PGVA) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.542863	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: NTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.962365	0.6043
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(NTX) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.73217	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PNTX has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.232936	0.4598
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PNTX) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.996942	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.469372	0.8244
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.448685	0.0051
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PY has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.475463	0.9989
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PY) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.911393	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LD_ESNU95 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.814555	0.6798
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LD_ESNU95) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.145549	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LD10 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.925478	0.1675
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LD10) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.717977	0.0325
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: W10 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.744729	0.2260
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(W10) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.84226	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LU_ILO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.878439	0.6479
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LU_ILO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.261999	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: ISPD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.323747	0.4125
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(ISPD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.610288	0.0033
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: IOCMO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.117454	0.1156
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IOCMO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.963075	0.0178
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: CPI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.898756	0.9460
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.680436	0.0358
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: SBEP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.853039	0.9997
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SBEP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-22.75631	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: SBIP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.097655	0.1217
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SBIP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.34424	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: SBCUEP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.352485	0.8603
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SBCUEP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.53019	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **MSP** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.191234	0.1007
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(MSP)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.682045	0.0002
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **MIGP** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.678505	0.0387
Test critical values:		
1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(MIGP)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.011575	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **IES** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.771385	0.2154
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(IES)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.919935	0.0198
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: SBCEP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.572846	1.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SBCEP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.81074	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: IDST has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.484926	0.9805
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IDST) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.969675	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PPI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.774127	0.9597
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PPI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.035041	0.0011
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **PPIX** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.080691	0.5404
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(PPIX)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.107269	0.0009
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **POIL** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.967273	0.0176
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(POIL)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.957470	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **REEURUSD** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.455660	0.0050
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(REEURUSD)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.553870	0.0039
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PPIST has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.874187	0.1820
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(PPIST) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.607945	0.0418
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: TREXPP has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.063305	0.1310
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(TREXPP) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.748902	0.0309
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: IOVD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.259238	0.0872
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IOVD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.77044	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **LDPR** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.407158	0.3701
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(LDPR)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=3)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.436148	0.0055
Test critical values:		
1% level	-4.205004	
5% level	-3.526609	
10% level	-3.194611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **WPR** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.730038	0.2319
Test critical values:		
1% level	-4.262735	
5% level	-3.552973	
10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(WPR)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic based on AIC, MAXLAG=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.240249	0.0103
Test critical values:		
1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **IOCPR** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.511347	0.0043
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(IOCPR)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.655074	0.0029
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **TR10P** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.485205	0.0581
Test critical values:		
1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(TR10P)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.305549	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **REEUR** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.215477	0.4690
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(REEUR)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.298761	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **TRPRP** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.409904	0.0673
Test critical values:		
1% level	-4.262735	
5% level	-3.552973	
10% level	-3.209642	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: **D(TRPRP)** has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.709586	0.0028
Test critical values:		
1% level	-4.219126	
5% level	-3.533083	
10% level	-3.198312	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: IOD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.052604	0.0143
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(IOD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.596350	0.0034
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: SBI3P has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.070126	0.5465
Test critical values:		
1% level	-4.198503	
5% level	-3.523623	
10% level	-3.192902	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(SBI3P) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.840981	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LU_REG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 8 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.515282	0.8084
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LU_REG) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.195791	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LD_ILO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 5 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.968967	0.6008
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LD_ILO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.402759	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LDF_ILO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.686025	0.0363
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LDF_ILO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.252635	0.0005
Test critical values:		
1% level	-4.192337	
5% level	-3.520787	
10% level	-3.191277	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LDST has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.005601	0.5792
Test critical values:		
1% level	-4.226815	
5% level	-3.536601	
10% level	-3.200320	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LDST) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.846028	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

PRÍLOHA II

Tabuľka 1

Dependent Variable: LOG(C)

Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

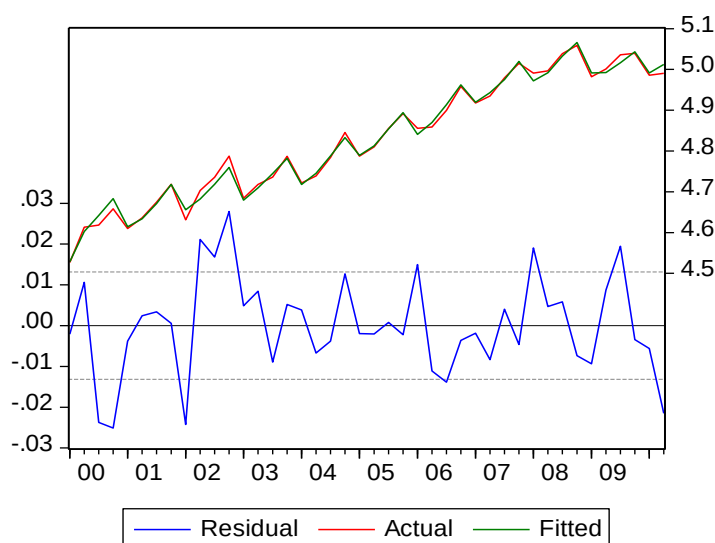
Included observations: 42

LOG(C)=C(1)+C(2)*LOG((LD10*W10)/CPI)+C(3)*TIME

+C(4)*LOG(LU_ILO)+C(5)*LOG(ISPD)*(TIME>=2000:2)+C(6)

*SD3+C(7)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.702039	0.435278	8.504991	0.0000
C(2)	0.241112	0.069599	3.464294	0.0014
C(3)	0.008729	0.000324	26.95801	0.0000
C(4)	-0.057728	0.028941	-1.994651	0.0539
C(5)	0.011337	0.003073	3.689300	0.0008
C(6)	0.027357	0.005128	5.334988	0.0000
C(7)	0.035035	0.008172	4.286907	0.0001
R-squared	0.993335	Mean dependent var	4.828877	
Adjusted R-squared	0.992192	S.D. dependent var	0.149129	
S.E. of regression	0.013177	Akaike info criterion	-5.669637	
Sum squared resid	0.006077	Schwarz criterion	-5.380025	
Log likelihood	126.0624	Durbin-Watson stat	1.623355	



Obr. 1

Tabuľka 2

Null Hypothesis: RESIDC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.1577	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 3

Dependent Variable: DLOG(C)

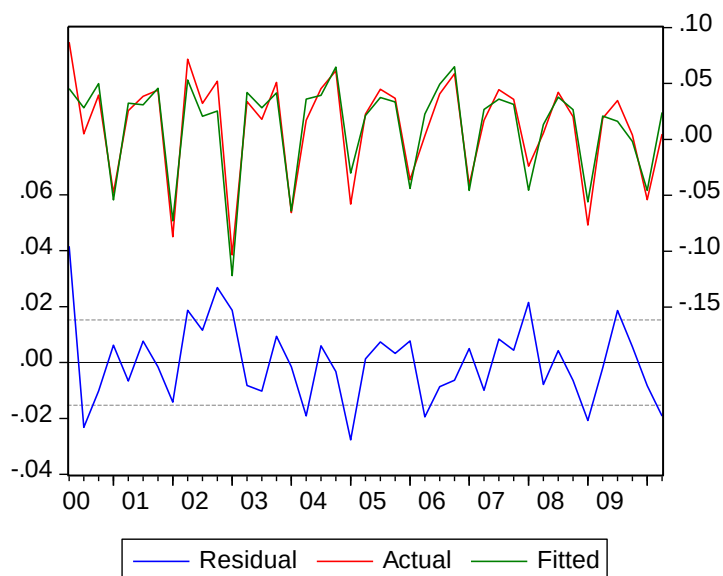
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(C)} = \text{C(1)} + \text{C(2)} * \text{DLOG}((\text{LD10} * \text{W10}) / \text{CPI}) + \text{C(3)} \\ * \text{DLOG}(\text{IOCMO}) + \text{C(4)} * \text{RESIDC}(-1) + \text{C(5)} * \text{D(SD3)}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.007715	0.002407	3.205493	0.0028
C(2)	0.506160	0.032328	15.65700	0.0000
C(3)	-0.073941	0.025013	-2.956066	0.0055
C(4)	-0.667352	0.204423	-3.264557	0.0024
C(5)	0.025226	0.003764	6.702439	0.0000
R-squared	0.900307	Mean dependent var	0.011321	
Adjusted R-squared	0.889230	S.D. dependent var	0.045773	
S.E. of regression	0.015234	Akaike info criterion	-5.416708	
Sum squared resid	0.008355	Schwarz criterion	-5.207736	
Log likelihood	116.0425	Durbin-Watson stat	1.777407	



Obr. 2

Tabuľka 4

Dependent Variable: LOG(PC)

Method: Least Squares

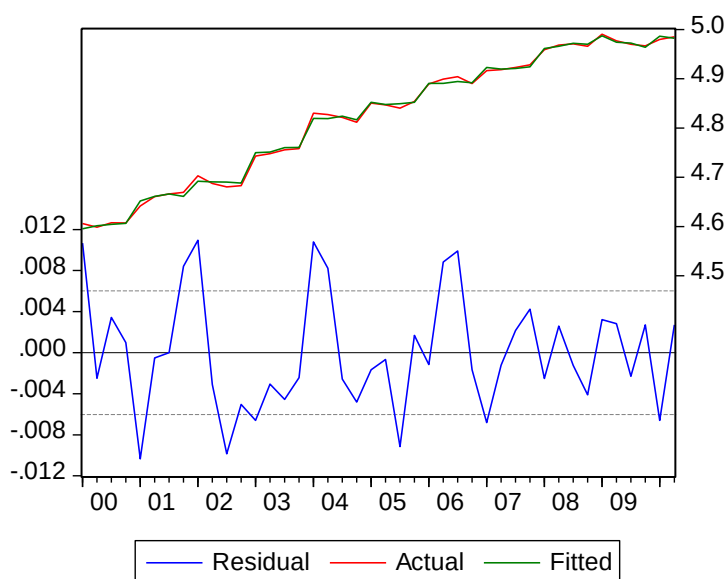
Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PC)=C(1)+C(2)*LOG(CPI)+C(3)*LOG(LD10*W10/100)

+C(4)*LOG(100*SBEP/SBIP)*(TIME>=2008:2)+C(5)*SD1+C(6)
*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.709285	0.060953	11.63653	0.0000
C(2)	0.762289	0.026611	28.64577	0.0000
C(3)	0.083283	0.015615	5.333503	0.0000
C(4)	0.001119	0.000619	1.809841	0.0787
C(5)	0.011446	0.002337	4.897573	0.0000
C(6)	-0.015763	0.002734	-5.765333	0.0000
R-squared	0.998073	Mean dependent var	4.821484	
Adjusted R-squared	0.997805	S.D. dependent var	0.128789	
S.E. of regression	0.006033	Akaike info criterion	-7.251425	
Sum squared resid	0.001311	Schwarz criterion	-7.003186	
Log likelihood	158.2799	Durbin-Watson stat	1.524019	



Obr. 3

Tabuľka 5

Null Hypothesis: RESIDPC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.4398	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 6

Dependent Variable: DLOG(PC)

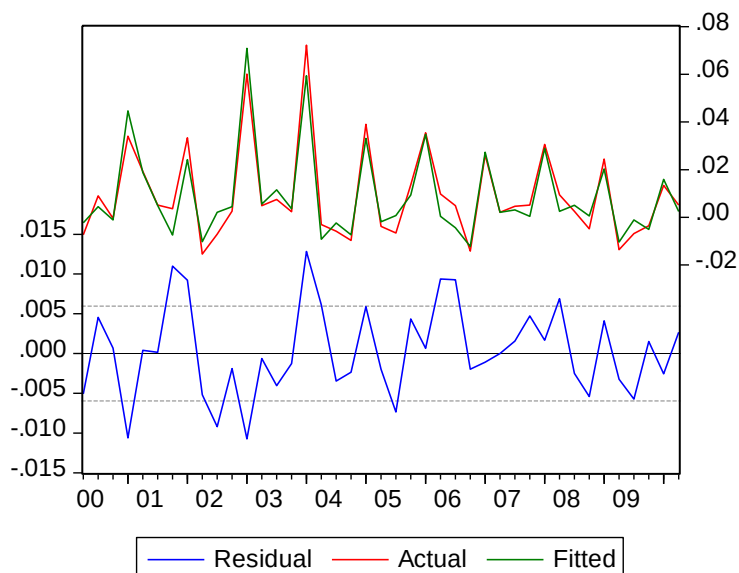
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(PC)} = C(2) * \text{DLOG(CPI)} + C(3) * \text{RESIDPC}(-1) + C(4) * D(\text{SD1}) + C(5) * D(\text{SD4})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.843566	0.061619	13.69003	0.0000
C(3)	-0.763905	0.167425	-4.562683	0.0001
C(4)	0.006712	0.001516	4.428843	0.0001
C(5)	-0.008327	0.001594	-5.224616	0.0000
R-squared	0.911608	Mean dependent var	0.009237	
Adjusted R-squared	0.904441	S.D. dependent var	0.019272	
S.E. of regression	0.005957	Akaike info criterion	-7.315917	
Sum squared resid	0.001313	Schwarz criterion	-7.148739	
Log likelihood	153.9763	Durbin-Watson stat	1.675465	



Obr. 4

Tabuľka 7

Dependent Variable: LOG(G)

Method: Least Squares

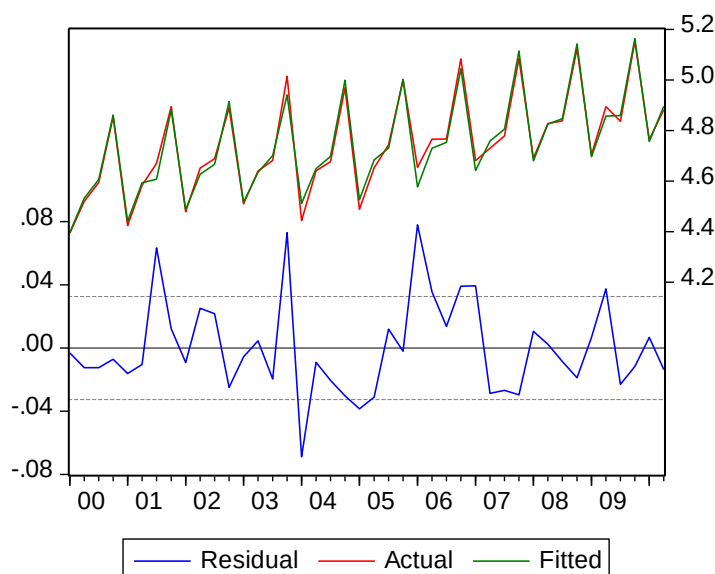
Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(G)=C(1)+C(2)*LOG(100*SBCUEP/CPI)+C(3)

*LOG(100*MSP/CPI)+C(4)*TIME+C(5)*SD1+C(6)*SD3+C(7)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.025731	0.451040	6.708347	0.0000
C(2)	0.203667	0.061782	3.296544	0.0023
C(3)	0.128893	0.060695	2.123624	0.0408
C(4)	0.006900	0.000716	9.636439	0.0000
C(5)	-0.130111	0.014101	-9.227228	0.0000
C(6)	0.032051	0.014583	2.197899	0.0347
C(7)	0.234709	0.023189	10.12171	0.0000
R-squared	0.975743	Mean dependent var	4.746756	
Adjusted R-squared	0.971584	S.D. dependent var	0.193119	
S.E. of regression	0.032554	Akaike info criterion	-3.860811	
Sum squared resid	0.037092	Schwarz criterion	-3.571199	
Log likelihood	88.07703	Durbin-Watson stat	1.880176	



Obr. 5

Tabuľka 8

Null Hypothesis: RESIDG has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.9561	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 9

Dependent Variable: DLOG(G)

Method: Least Squares

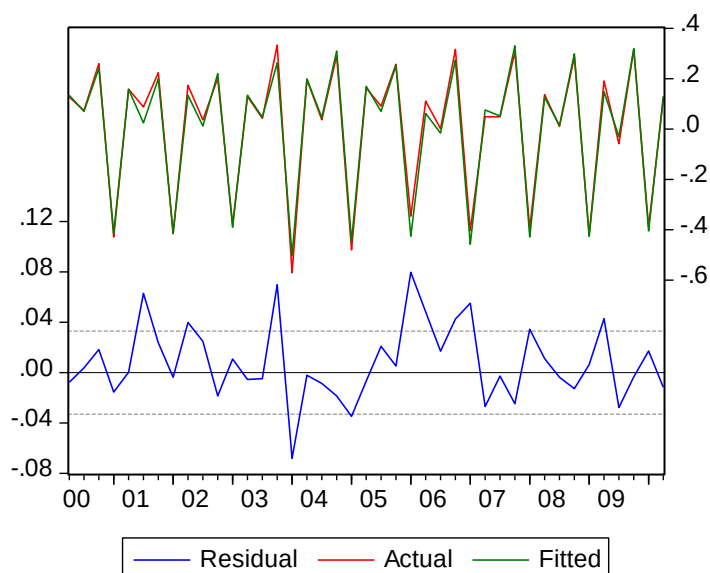
Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(G)=C(2)*DLOG(100*SBCUEP/CPI)+C(3)

*RESIDG(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)*D(SD3)+C(6)*D(SD4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.166360	0.045770	3.634679	0.0009
C(3)	-0.924157	0.173335	-5.331633	0.0000
C(4)	-0.135724	0.008760	-15.49438	0.0000
C(5)	0.034408	0.009121	3.772359	0.0006
C(6)	0.258225	0.015194	16.99548	0.0000
R-squared	0.986353	Mean dependent var	0.011912	
Adjusted R-squared	0.984836	S.D. dependent var	0.268088	
S.E. of regression	0.033013	Akaike info criterion	-3.869998	
Sum squared resid	0.039234	Schwarz criterion	-3.661025	
Log likelihood	84.33495	Durbin-Watson stat	1.861635	



Obr. 6

Tabuľka 10

Dependent Variable: LOG(PG)

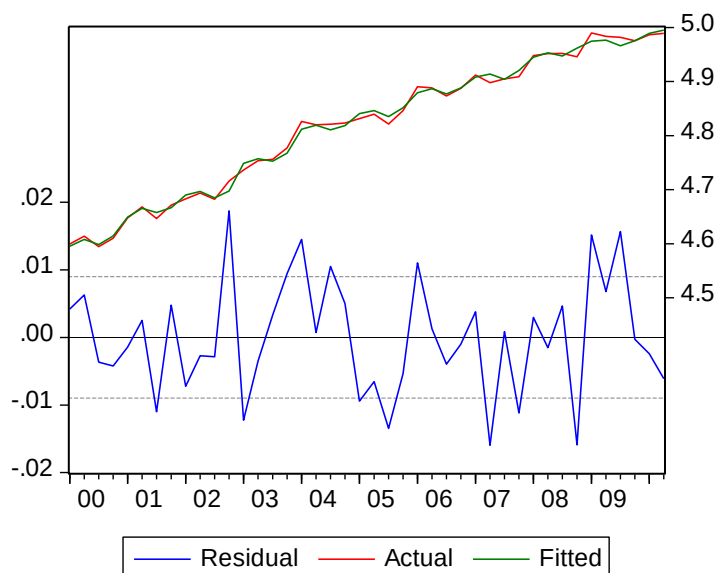
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PG)=C(1)+C(2)*LOG(CPI)+C(3)*TIME+C(4)*SD3+C(5)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.605418	0.245864	6.529714	0.0000
C(2)	0.651501	0.053171	12.25288	0.0000
C(3)	0.002739	0.000613	4.471109	0.0001
C(4)	-0.014176	0.003434	-4.127904	0.0002
C(5)	-0.008594	0.003456	-2.487036	0.0175
R-squared	0.995391	Mean dependent var	4.817764	
Adjusted R-squared	0.994893	S.D. dependent var	0.125786	
S.E. of regression	0.008989	Akaike info criterion	-6.474291	
Sum squared resid	0.002990	Schwarz criterion	-6.267426	
Log likelihood	140.9601	Durbin-Watson stat	2.099360	



Obr. 7

Tabuľka 11

Null Hypothesis: RESIDPG has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-6.6910	NA
Test critical values*:		
1% level	-4.6718	
5% level	-3.9601	
10% level	-3.6096	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=3$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 12

Dependent Variable: DLOG(PG)

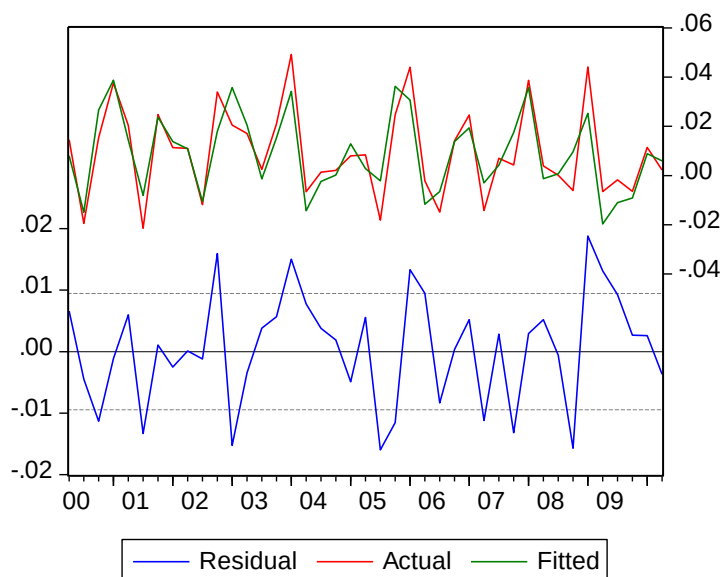
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(PG)} = \text{C(2)} * \text{DLOG(CPI)} + \text{C(3)} * \text{DLOG}(100 * \text{SBEP}(-1) / \text{SBIP}(-1)) \\ + \text{C(4)} * \text{RESIDPG}(-1) + \text{C(5)} * \text{D(SD3)}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.834571	0.093543	8.921756	0.0000
C(3)	0.020993	0.007985	2.629268	0.0124
C(4)	-1.018997	0.181386	-5.617824	0.0000
C(5)	-0.010672	0.002156	-4.950221	0.0000
R-squared	0.750745	Mean dependent var	0.009494	
Adjusted R-squared	0.730535	S.D. dependent var	0.018178	
S.E. of regression	0.009436	Akaike info criterion	-6.396017	
Sum squared resid	0.003295	Schwarz criterion	-6.228839	
Log likelihood	135.1183	Durbin-Watson stat	2.061945	



Obr. 8

Tabuľka 13

Dependent Variable: LOG(I)

Method: Least Squares

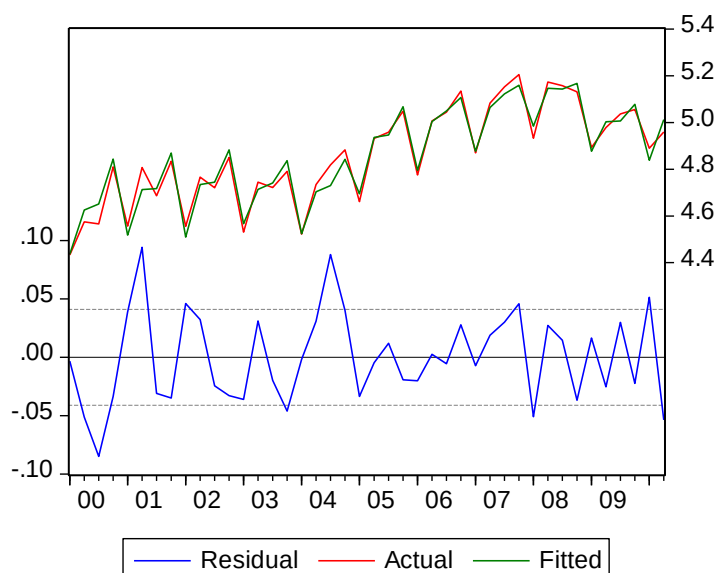
Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(I)=C(1)+C(2)*LOG(100*MIGP/CPI)+C(3)*LOG(100*MSP/CPI)

+C(4)*LOG(IES)*(TIME>=2005:1)+C(5)*SD1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.765512	0.272437	6.480445	0.0000
C(2)	0.245773	0.048826	5.033610	0.0000
C(3)	0.387395	0.071084	5.449791	0.0000
C(4)	0.027863	0.004754	5.861242	0.0000
C(5)	-0.127722	0.017426	-7.329201	0.0000
R-squared	0.963707	Mean dependent var	4.856683	
Adjusted R-squared	0.959784	S.D. dependent var	0.204732	
S.E. of regression	0.041057	Akaike info criterion	-3.436370	
Sum squared resid	0.062370	Schwarz criterion	-3.229505	
Log likelihood	77.16377	Durbin-Watson stat	1.808413	



Obr. 9

Tabuľka 14

Null Hypothesis: RESIDI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.7230	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 15

Dependent Variable: DLOG(I)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

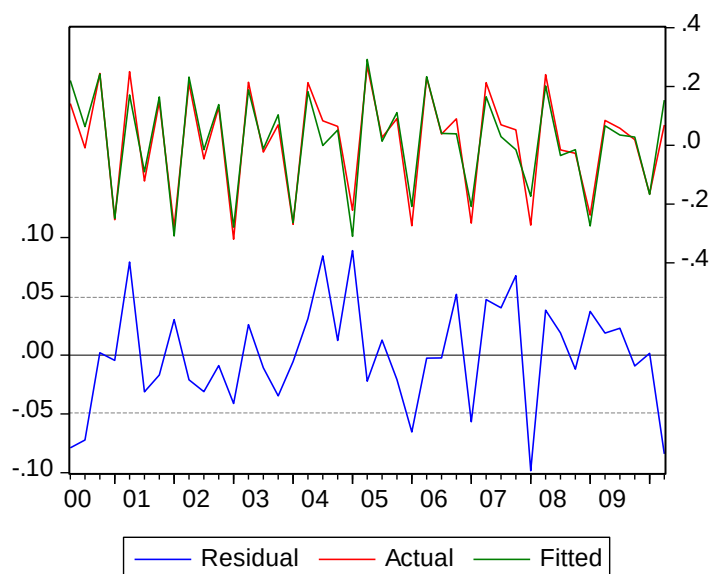
Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(I)=C(2)*DLOG(100*SBCAEP/CPI)+C(3)*DLOG(100*MIGP/CPI)

+C(4)*DLOG(100*MSP/CPI)+C(5)*DLOG(IDST)+C(6)*RESIDI(-1)

+C(7)*D(SD2)+C(8)*D(SD3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.056016	0.022195	2.523824	0.0164
C(3)	0.348118	0.077989	4.463667	0.0001
C(4)	0.321652	0.126566	2.541377	0.0158
C(5)	0.162103	0.088666	1.828243	0.0763
C(6)	-0.835425	0.214866	-3.888124	0.0004
C(7)	0.050579	0.023675	2.136446	0.0399
C(8)	0.041242	0.021709	1.899753	0.0660
R-squared	0.936137	Mean dependent var	0.012831	
Adjusted R-squared	0.924867	S.D. dependent var	0.178965	
S.E. of regression	0.049055	Akaike info criterion	-3.037498	
Sum squared resid	0.081817	Schwarz criterion	-2.744936	
Log likelihood	69.26870	Durbin-Watson stat	1.945910	



Obr. 10

Tabuľka 16

Dependent Variable: LOG(PI)

Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

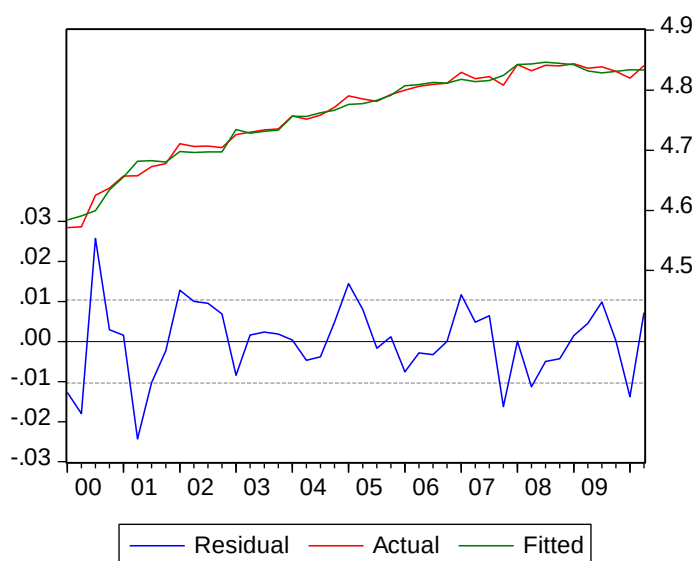
Included observations: 42

LOG(PI)=C(1)+C(2)*LOG(PPI)+C(3)*LOG(CPI)+C(4)*LOG(PPIX)

+C(5)*LOG(POIL*REEURUSD/100)*(TIME>=2000:4)

+C(6)*LOG(100*SBEP/SBIP)*(TIME>=2001:2)+C(7)*SD1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.012430	0.184637	10.89938	0.0000
C(2)	0.206189	0.091969	2.241944	0.0314
C(3)	0.276927	0.076913	3.600540	0.0010
C(4)	0.077197	0.042290	1.825424	0.0765
C(5)	0.006608	0.002112	3.129508	0.0035
C(6)	0.003427	0.001650	2.076590	0.0452
C(7)	0.006460	0.003765	1.715951	0.0950
R-squared	0.984381	Mean dependent var	4.759193	
Adjusted R-squared	0.981704	S.D. dependent var	0.076511	
S.E. of regression	0.010349	Akaike info criterion	-6.152822	
Sum squared resid	0.003749	Schwarz criterion	-5.863211	
Log likelihood	136.2093	Durbin-Watson stat	1.692504	



Obr. 11

Tabuľka 17

Null Hypothesis: **RESIDPI** has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.6512	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.9230	
5% level	-5.2198	
10% level	-4.7579	

*Critical values tabulated by *MacKinnon* for $m=6$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 18

Dependent Variable: DLOG(PI)

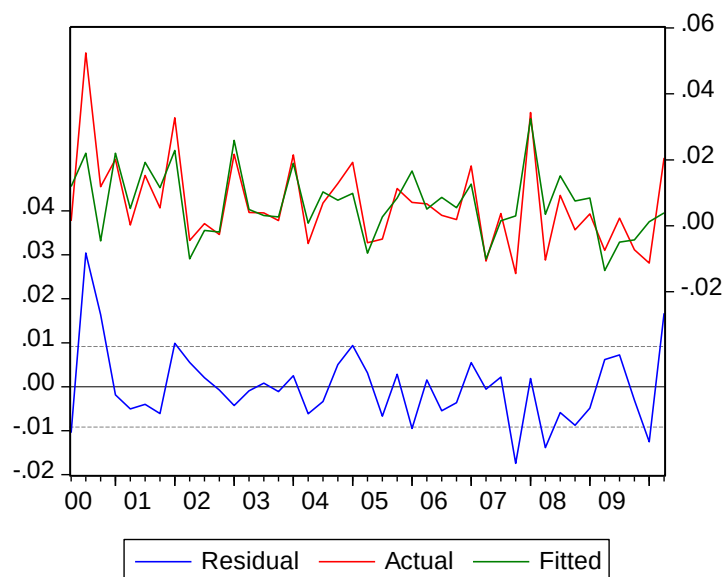
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(PI)} = \text{C}(2) * \text{DLOG(PPI)} + \text{C}(3) * \text{DLOG(PPIST)} + \text{C}(4) * \text{RESIDPI}(-1) + \text{C}(5) * \text{D}(\text{SD1})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.253060	0.111749	2.264549	0.0295
C(3)	0.409240	0.162264	2.522068	0.0161
C(4)	-0.601138	0.150950	-3.982365	0.0003
C(5)	0.007245	0.002009	3.605495	0.0009
R-squared	0.582776	Mean dependent var	0.006570	
Adjusted R-squared	0.548947	S.D. dependent var	0.013651	
S.E. of regression	0.009168	Akaike info criterion	-6.453773	
Sum squared resid	0.003110	Schwarz criterion	-6.286596	
Log likelihood	136.3024	Durbin-Watson stat	1.823093	



Obr. 12

Tabuľka 19

Dependent Variable: LOG(EGS)

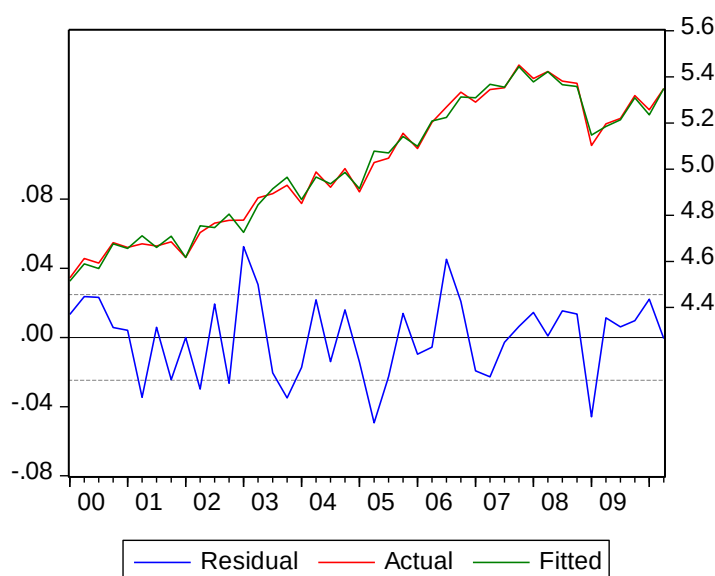
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(EGS)=C(1)+C(2)*LOG(100*TREXPP/PPIX)+C(3)*LOG(LD10)
+C(4)*LOG(IOVD)*(TIME>=2005:2)+C(5)*SD1+C(6)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-2.121031	0.519960	-4.079216	0.0002
C(2)	0.747821	0.023662	31.60413	0.0000
C(3)	0.710209	0.103716	6.847643	0.0000
C(4)	0.010156	0.003898	2.605717	0.0132
C(5)	-0.043119	0.009231	-4.671065	0.0000
C(6)	0.022241	0.009580	2.321481	0.0260
R-squared	0.993322	Mean dependent var	5.016698	
Adjusted R-squared	0.992394	S.D. dependent var	0.283608	
S.E. of regression	0.024733	Akaike info criterion	-4.429758	
Sum squared resid	0.022023	Schwarz criterion	-4.181520	
Log likelihood	99.02492	Durbin-Watson stat	1.907545	



Obr. 13

Tabuľka 20

Null Hypothesis: RESIDEGS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-6.0874	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 21

Dependent Variable: DLOG(EGS)

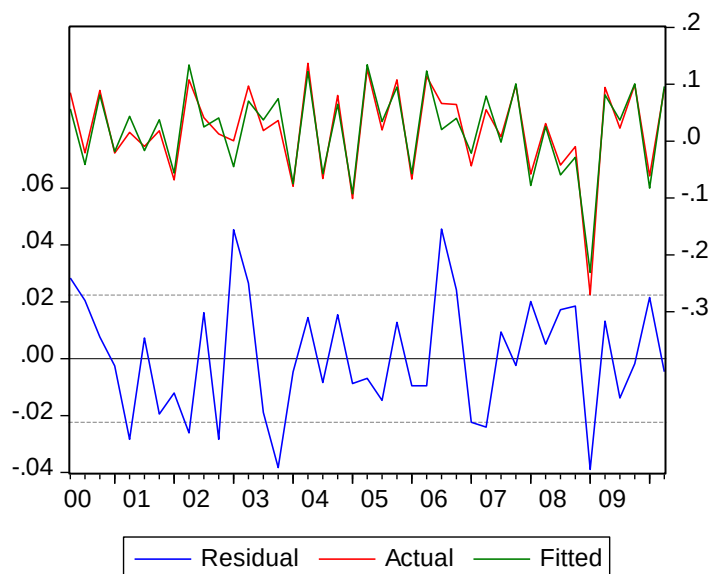
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(EGS)} = C(2) * \text{DLOG}(100 * \text{TREXPP} / \text{PPIX}) + C(3) * \text{DLOG}(\text{LD10}) \\ + C(4) * \text{DLOG}(\text{IOVD}) + C(5) * \text{RESIDEGS}(-1) + C(6) * \text{D}(\text{SD1}) \\ + C(7) * \text{D}(\text{SD4})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.756140	0.068012	11.11771	0.0000
C(3)	0.566724	0.228698	2.478048	0.0182
C(4)	0.063243	0.035704	1.771309	0.0852
C(5)	-1.015153	0.158225	-6.415892	0.0000
C(6)	-0.041804	0.005952	-7.023272	0.0000
C(7)	0.024656	0.006129	4.022842	0.0003
R-squared	0.931300	Mean dependent var	0.020024	
Adjusted R-squared	0.921485	S.D. dependent var	0.079782	
S.E. of regression	0.022355	Akaike info criterion	-4.629059	
Sum squared resid	0.017491	Schwarz criterion	-4.378292	
Log likelihood	100.8957	Durbin-Watson stat	2.036448	



Obr. 14

Tabuľka 22

Dependent Variable: LOG(PEGS)

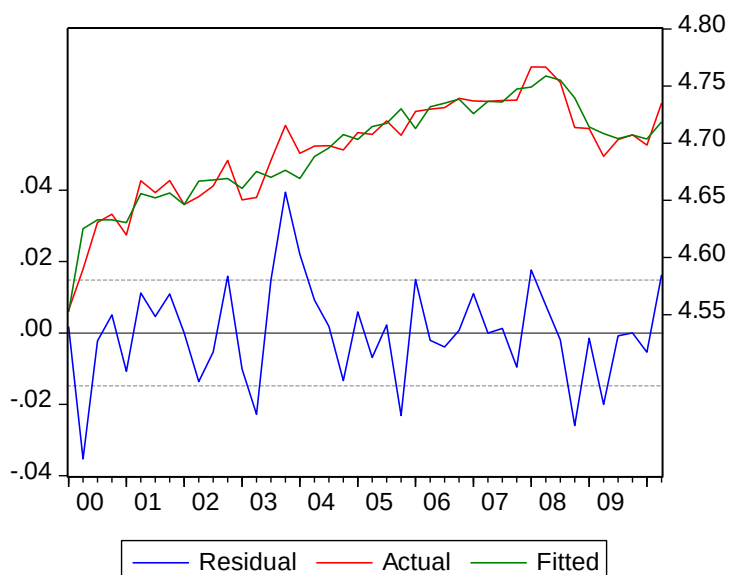
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PEGS)=C(1)+C(2)*LOG(PPIX)+C(3)*LOG(LDPR*WPR/100)
+C(4)*LOG(IOCPR)*(TIME>=2000:2)+C(5)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.042952	0.231850	13.12465	0.0000
C(2)	0.165877	0.055768	2.974414	0.0051
C(3)	0.167331	0.012348	13.55082	0.0000
C(4)	0.010652	0.003560	2.991925	0.0049
C(5)	-0.011857	0.005531	-2.143651	0.0387
R-squared	0.906485	Mean dependent var	4.693337	
Adjusted R-squared	0.896376	S.D. dependent var	0.045930	
S.E. of regression	0.014785	Akaike info criterion	-5.479046	
Sum squared resid	0.008088	Schwarz criterion	-5.272181	
Log likelihood	120.0600	Durbin-Watson stat	1.785433	



Obr. 15

Tabuľka 23

Null Hypothesis: RESIDPEGS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-6.1603	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 24

Dependent Variable: DLOG(PEGS)

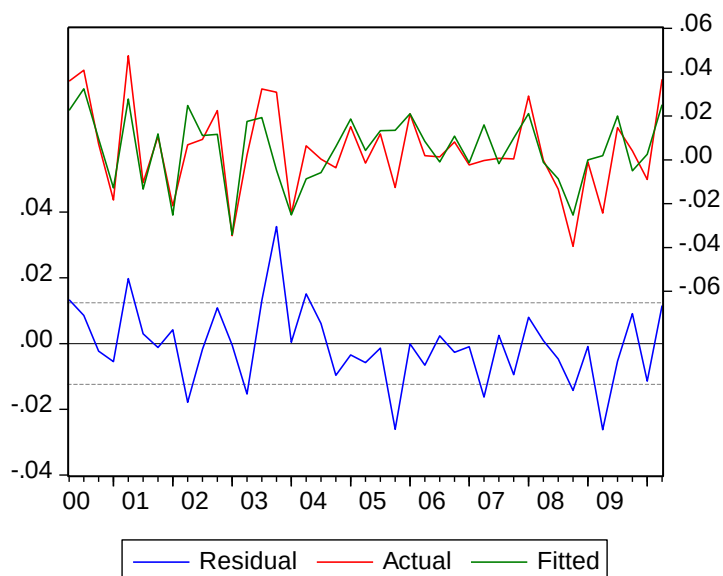
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(PEGS)} = C(2) * \text{DLOG(LD10} * W10 / 100) + C(3) * \text{DLOG(IOCPR)} \\ + C(4) * \text{RESIDPEGS}(-1) + C(5) * D(\text{SD4})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.309866	0.054575	5.677830	0.0000
C(3)	0.079626	0.024269	3.281011	0.0023
C(4)	-0.953639	0.144645	-6.592949	0.0000
C(5)	-0.025345	0.006112	-4.146537	0.0002
R-squared	0.642370	Mean dependent var		0.004415
Adjusted R-squared	0.613373	S.D. dependent var		0.019900
S.E. of regression	0.012374	Akaike info criterion		-5.853977
Sum squared resid	0.005665	Schwarz criterion		-5.686799
Log likelihood	124.0065	Durbin-Watson stat		1.866695



Obr. 16

Tabuľka 25

Dependent Variable: LOG(MGS)

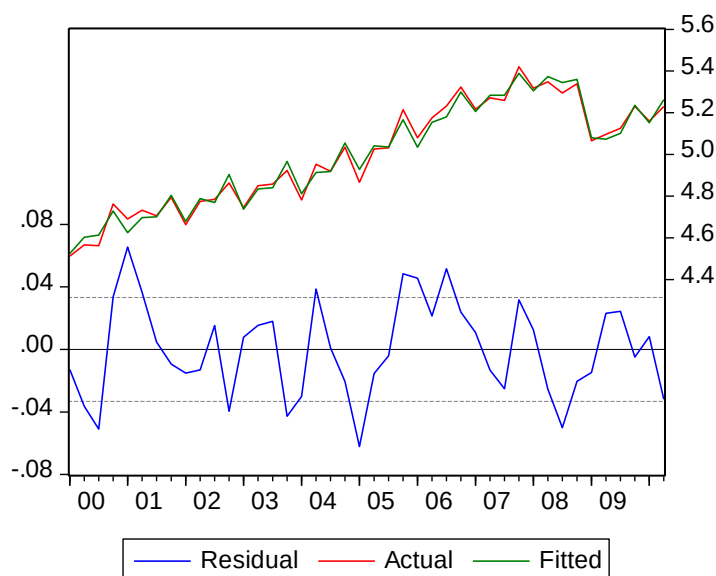
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(MGS)=C(1)+C(2)*LOG(100*TR10P/CPI)+C(3)*LOG(LDPR)
+C(4)*TIME+C(5)*LOG(IES)+C(6)*SD2+C(7)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-2.043671	0.432853	-4.721400	0.0000
C(2)	0.480081	0.091893	5.224366	0.0000
C(3)	0.577455	0.152144	3.795440	0.0006
C(4)	0.017168	0.000924	18.57238	0.0000
C(5)	0.379244	0.081913	4.629841	0.0000
C(6)	0.024291	0.012733	1.907743	0.0647
C(7)	0.058967	0.016416	3.592149	0.0010
R-squared	0.985005	Mean dependent var	4.995233	
Adjusted R-squared	0.982434	S.D. dependent var	0.250937	
S.E. of regression	0.033258	Akaike info criterion	-3.818026	
Sum squared resid	0.038713	Schwarz criterion	-3.528415	
Log likelihood	87.17855	Durbin-Watson stat	1.243541	



Obr. 17

Tabuľka 26

Null Hypothesis: RESIDMGS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-4.2201	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 27

Dependent Variable: DLOG(MGS)

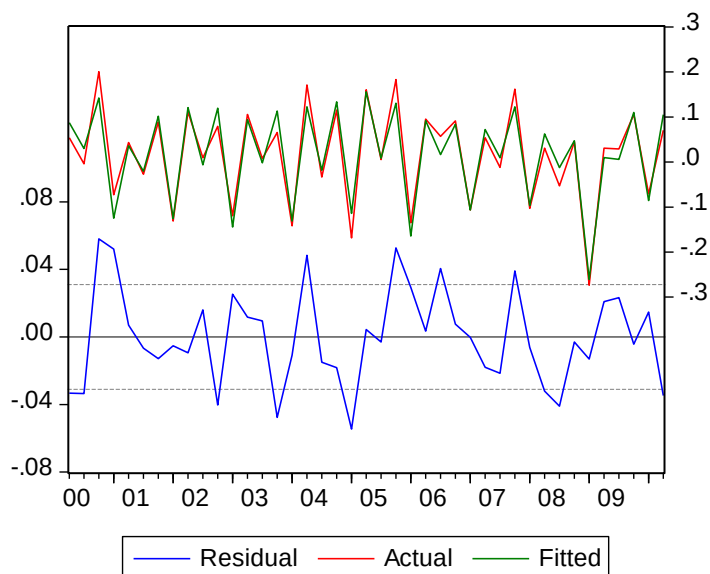
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(MGS)} = C(1) + C(2) * \text{DLOG}(100 * \text{TR10P} / \text{CPI}) + C(3) * \text{DLOG}(\text{LDPR}) \\ + C(4) * \text{DLOG}(\text{IES}) + C(5) * \text{RESIDMGS}(-1) + C(6) * D(\text{SD2}) \\ + C(7) * D(\text{SD4})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.016819	0.005036	3.340129	0.0020
C(2)	0.531448	0.115871	4.586560	0.0001
C(3)	0.585756	0.288873	2.027730	0.0505
C(4)	0.284960	0.130514	2.183373	0.0360
C(5)	-0.604574	0.173498	-3.484622	0.0014
C(6)	0.023991	0.007565	3.171351	0.0032
C(7)	0.052807	0.014709	3.590174	0.0010
R-squared	0.928392	Mean dependent var	0.017532	
Adjusted R-squared	0.915756	S.D. dependent var	0.106856	
S.E. of regression	0.031015	Akaike info criterion	-3.954462	
Sum squared resid	0.032705	Schwarz criterion	-3.661900	
Log likelihood	88.06646	Durbin-Watson stat	1.709633	



Obr. 18

Tabuľka 28

Dependent Variable: LOG(PMGS)

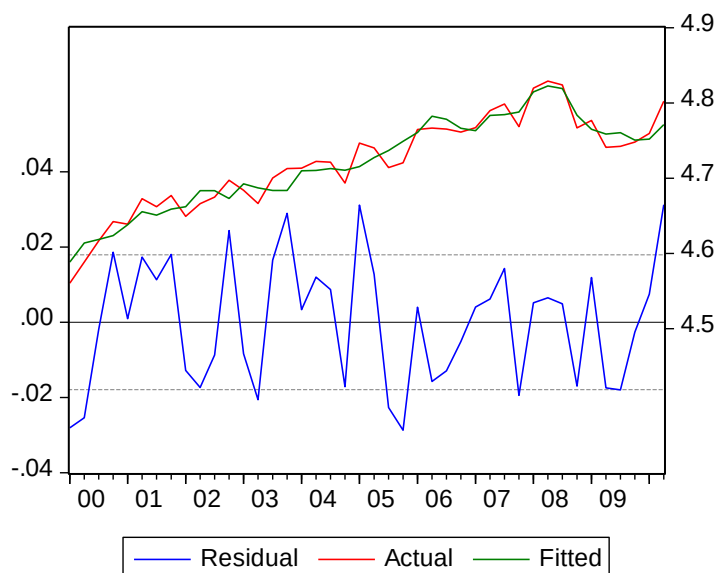
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PMGS)=C(1)+C(2)*LOG(PPI)+C(3)*LOG(LD10*W10/100)
+C(4)*LOG(REEUR)+C(5)*LOG(IOCPR)+C(6)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.045701	0.442580	2.362739	0.0237
C(2)	0.356337	0.106674	3.340444	0.0020
C(3)	0.181042	0.067473	2.683162	0.0109
C(4)	0.137620	0.061628	2.233091	0.0319
C(5)	0.100348	0.032350	3.101903	0.0037
C(6)	-0.021331	0.009512	-2.242626	0.0312
R-squared	0.928798	Mean dependent var	4.720834	
Adjusted R-squared	0.918909	S.D. dependent var	0.062852	
S.E. of regression	0.017898	Akaike info criterion	-5.076689	
Sum squared resid	0.011532	Schwarz criterion	-4.828451	
Log likelihood	112.6105	Durbin-Watson stat	1.593036	



Obr. 19

Tabuľka 29

Null Hypothesis: RESIDPMGS has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.4500	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 30

Dependent Variable: DLOG(PMGS)

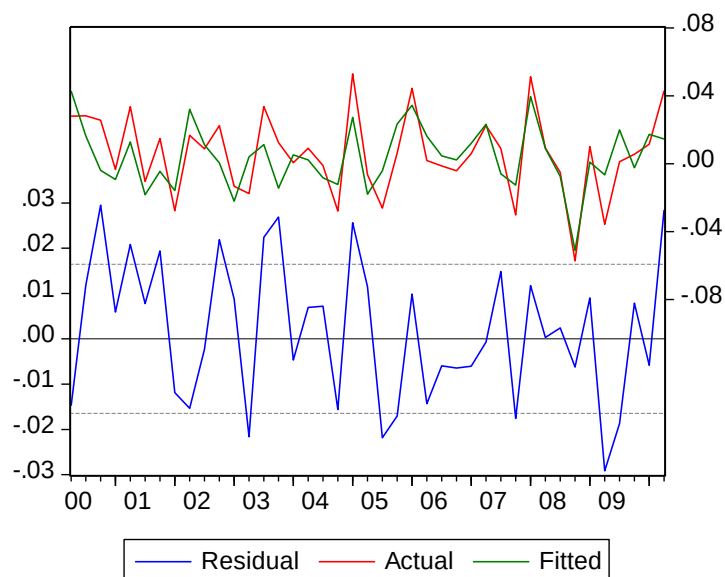
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(PMGS)} = C(2) * \text{DLOG(LD10} * W10 / 100) + C(3) * \text{DLOG(IOCPR)} \\ + C(4) * \text{RESIDPMGS}(-1) + C(5) * D(SD4)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.249922	0.072193	3.461877	0.0014
C(3)	0.109490	0.031610	3.463774	0.0014
C(4)	-0.780939	0.161604	-4.832422	0.0000
C(5)	-0.031538	0.008116	-3.885736	0.0004
R-squared	0.565713	Mean dependent var	0.005900	
Adjusted R-squared	0.530500	S.D. dependent var	0.023988	
S.E. of regression	0.016437	Akaike info criterion	-5.286118	
Sum squared resid	0.009996	Schwarz criterion	-5.118940	
Log likelihood	112.3654	Durbin-Watson stat	1.921871	



Obr. 20

Tabuľka 31

Dependent Variable: LOG(Q)

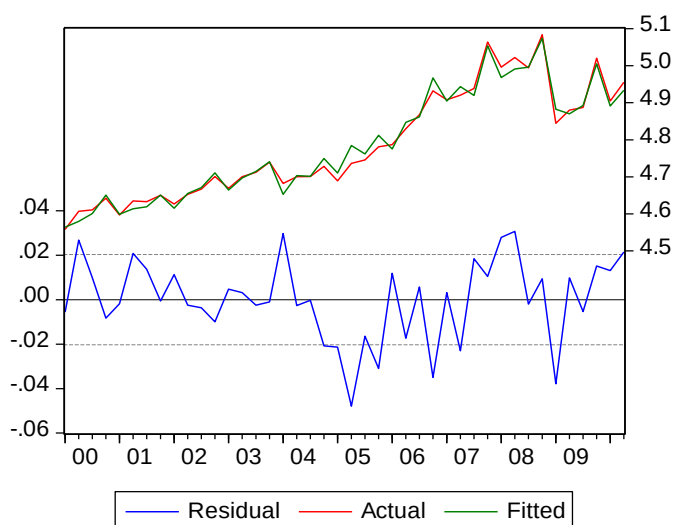
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(Q)=C(1)+C(2)*LOG(100*TR10P/PPI)+C(3)*LOG(100*MSP/CPI)
+C(4)*LOG(LU_ILO)+C(5)*TIME+C(6)*LOG(IOVD)
+C(7)*SD3*(TIME>=2004:1)+C(8)*SD4*(TIME>=2006:1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.292707	0.359337	9.163296	0.0000
C(2)	0.164852	0.059022	2.793057	0.0085
C(3)	0.131649	0.043179	3.048893	0.0044
C(4)	-0.155120	0.030678	-5.056346	0.0000
C(5)	0.006420	0.000560	11.45398	0.0000
C(6)	0.140562	0.032469	4.329170	0.0001
C(7)	-0.016230	0.009759	-1.663100	0.1055
C(8)	0.070052	0.012857	5.448707	0.0000
R-squared	0.984133	Mean dependent var	4.785713	
Adjusted R-squared	0.980866	S.D. dependent var	0.146932	
S.E. of regression	0.020325	Akaike info criterion	-4.784334	
Sum squared resid	0.014045	Schwarz criterion	-4.453349	
Log likelihood	108.4710	Durbin-Watson stat	1.634320	



Obr. 21

Tabuľka 32

Null Hypothesis: RESIDQ has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.2374	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.9230	
5% level	-5.2198	
10% level	-4.7579	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=6$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 33

Dependent Variable: DLOG(Q)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

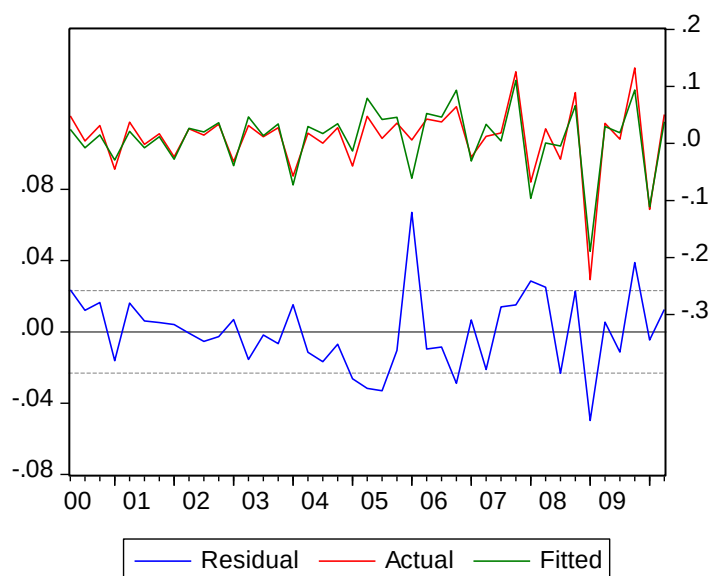
Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(Q)=C(1)+C(2)*DLOG(100*TR10P/PPI)

+C(3)*DLOG(LU_ILO)+C(4)*DLOG(IOVD)+C(5)*RESIDQ(-1)

+C(6)*D(SD4)*(TIME>=2006:1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.008328	0.003658	2.276889	0.0290
C(2)	0.248168	0.047398	5.235833	0.0000
C(3)	-0.192775	0.068180	-2.827443	0.0077
C(4)	0.098047	0.033833	2.897944	0.0064
C(5)	-0.828231	0.204945	-4.041228	0.0003
C(6)	0.068399	0.008891	7.693495	0.0000
R-squared	0.873481	Mean dependent var	0.009671	
Adjusted R-squared	0.855407	S.D. dependent var	0.060859	
S.E. of regression	0.023142	Akaike info criterion	-4.559905	
Sum squared resid	0.018744	Schwarz criterion	-4.309139	
Log likelihood	99.47806	Durbin-Watson stat	2.075175	



Obr. 22

Tabuľka 34

Dependent Variable: LOG(PQ)

Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

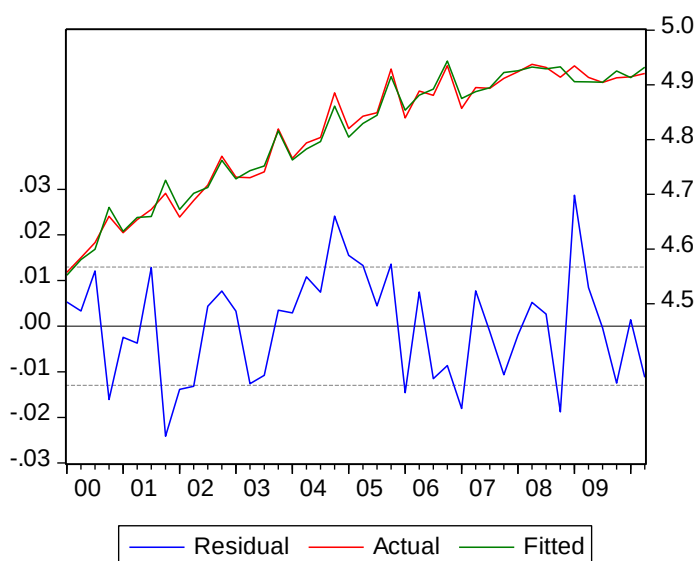
Included observations: 42

LOG(PQ)=C(1)+C(2)*LOG(PPI)+C(3)*LOG(LDPR*WPR/100)

+C(4)*LOG(POIL*REEURUSD/100)+C(5)*LOG(REEUR)

+C(6)*TIME+C(7)*SD4*(TIME<=2006:4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.065899	0.355343	2.999638	0.0050
C(2)	0.300392	0.107768	2.787405	0.0085
C(3)	0.135457	0.047587	2.846505	0.0073
C(4)	0.021243	0.010744	1.977267	0.0559
C(5)	0.306314	0.057134	5.361353	0.0000
C(6)	0.006549	0.001061	6.174082	0.0000
C(7)	0.045391	0.008024	5.656659	0.0000
R-squared	0.988946	Mean dependent var	4.807762	
Adjusted R-squared	0.987050	S.D. dependent var	0.113927	
S.E. of regression	0.012965	Akaike info criterion	-5.702192	
Sum squared resid	0.005883	Schwarz criterion	-5.412580	
Log likelihood	126.7460	Durbin-Watson stat	1.802618	



Obr. 23

Tabuľka 35

Null Hypothesis: RESIDPQ has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.7447	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.9230	
5% level	-5.2198	
10% level	-4.7579	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=6$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 36

Dependent Variable: DLOG(PQ)

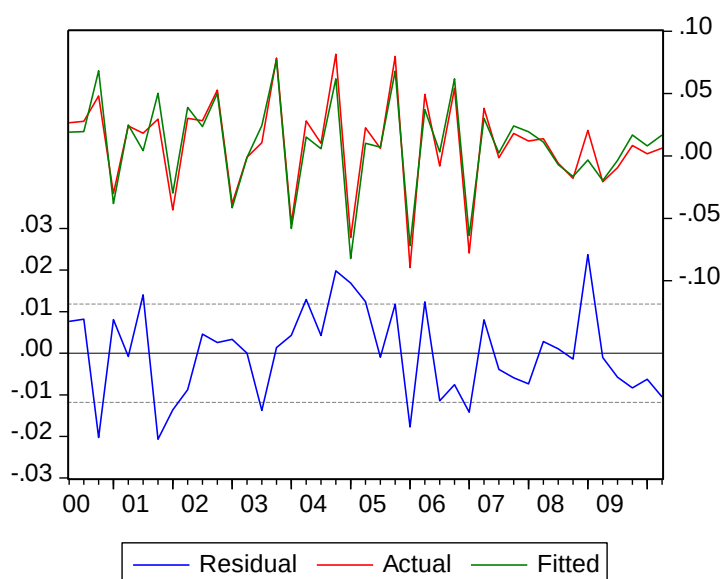
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(PQ)} = C(1) + C(2) * \text{DLOG(PPI)} + C(3) * \text{DLOG(LDPR * WPR / 100)} \\ + C(4) * \text{DLOG(REEUR)} + C(5) * \text{DLOG(POIL * REEURUSD / 100)} \\ + C(6) * \text{RESIDPQ}(-1) + C(7) * D(\text{SD4}) * (\text{TIME} \leq 2007:1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.006719	0.002368	2.837296	0.0076
C(2)	0.295754	0.133068	2.222582	0.0330
C(3)	0.072101	0.033889	2.127565	0.0407
C(4)	0.278481	0.100174	2.779990	0.0088
C(5)	0.045392	0.012378	3.667293	0.0008
C(6)	-0.942075	0.158394	-5.947680	0.0000
C(7)	0.055710	0.005484	10.15899	0.0000
R-squared	0.923552	Mean dependent var		0.008862
Adjusted R-squared	0.910061	S.D. dependent var		0.039381
S.E. of regression	0.011810	Akaike info criterion		-5.885453
Sum squared resid	0.004742	Schwarz criterion		-5.592892
Log likelihood	127.6518	Durbin-Watson stat		1.901267



Obr. 24

Tabuľka 37

Dependent Variable: LOG(ICO)

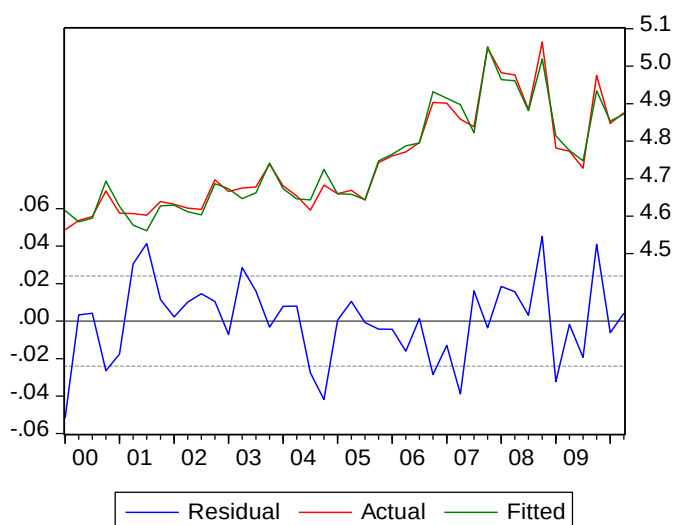
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(ICO)=C(1)+C(2)*LOG(100*TRPRP/PPI)+C(3)*TIME*(TIME>=2006:1)
+C(4)*LOG(LU_ILO)+C(5)*LOG(100*MIGP/PPI)
+C(6)*LOG(IOD)+C(7)*SD3*(TIME>=2007:1)+C(8)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.436943	0.322631	10.65286	0.0000
C(2)	0.543966	0.071489	7.609090	0.0000
C(3)	0.004369	0.000498	8.774076	0.0000
C(4)	-0.202351	0.035737	-5.662163	0.0000
C(5)	-0.232355	0.044250	-5.250959	0.0000
C(6)	0.141984	0.037583	3.777873	0.0006
C(7)	-0.080436	0.016256	-4.948109	0.0000
C(8)	0.100698	0.012953	7.773894	0.0000
R-squared	0.973918	Mean dependent var	4.745616	
Adjusted R-squared	0.968548	S.D. dependent var	0.135571	
S.E. of regression	0.024043	Akaike info criterion	-4.448307	
Sum squared resid	0.019654	Schwarz criterion	-4.117323	
Log likelihood	101.4145	Durbin-Watson stat	1.760315	



Obr. 25

Tabuľka 38

Null Hypothesis: RESIDICO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-6.4625	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.9230	
5% level	-5.2198	
10% level	-4.7579	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=6$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 39

Dependent Variable: DLOG(ICO)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

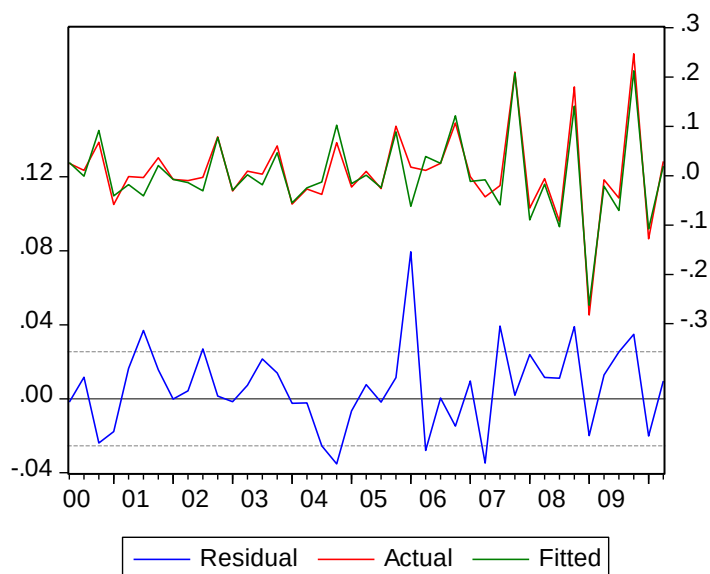
Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(ICO)=C(2)*DLOG(100*TRPRP/PPI)+C(3)*DLOG(LU_ILO)

+C(4)*DLOG(100*MIGP/PPI)+C(5)*DLOG(IES)

+C(6)*RESIDICO(-1)+C(7)*D(SD3)*(TIME>=2007:1)+C(8)*D(SD4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.494693	0.135453	3.652149	0.0009
C(3)	-0.279056	0.071282	-3.914820	0.0004
C(4)	-0.238852	0.037083	-6.440995	0.0000
C(5)	0.267195	0.120049	2.225713	0.0328
C(6)	-0.931748	0.186539	-4.994915	0.0000
C(7)	-0.095173	0.011471	-8.296567	0.0000
C(8)	0.098695	0.013131	7.516129	0.0000
R-squared	0.928042	Mean dependent var		0.007628
Adjusted R-squared	0.915343	S.D. dependent var		0.087210
S.E. of regression	0.025374	Akaike info criterion		-4.355900
Sum squared resid	0.021891	Schwarz criterion		-4.063338
Log likelihood	96.29594	Durbin-Watson stat		2.017409



Obr. 26

Tabuľka 40

Dependent Variable: LOG(PICO)

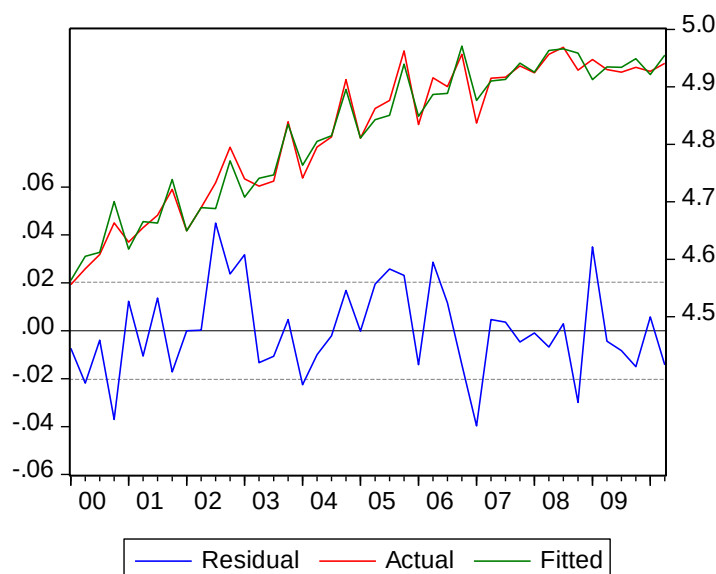
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PICO)=C(1)+C(2)*LOG(CPI)+C(3)*LOG(LDPR*WPR/100)
+C(4)*LOG(POIL*REEURUSD/100)+C(5)*SD1
+C(6)*SD4*(TIME<=2006:4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.122167	0.178353	6.291838	0.0000
C(2)	0.590470	0.089746	6.579373	0.0000
C(3)	0.135321	0.061239	2.209735	0.0336
C(4)	0.031389	0.015609	2.010948	0.0519
C(5)	-0.019534	0.008220	-2.376383	0.0229
C(6)	0.066360	0.011173	5.939500	0.0000
R-squared	0.976005	Mean dependent var	4.818443	
Adjusted R-squared	0.972672	S.D. dependent var	0.122399	
S.E. of regression	0.020234	Akaike info criterion	-4.831355	
Sum squared resid	0.014739	Schwarz criterion	-4.583117	
Log likelihood	107.4585	Durbin-Watson stat	1.897217	



Obr. 27

Tabuľka 41

Null Hypothesis: RESIDPICO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-6.0255	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 42

Dependent Variable: DLOG(PICO)

Method: Least Squares

Sample: 2000:2 2010:2

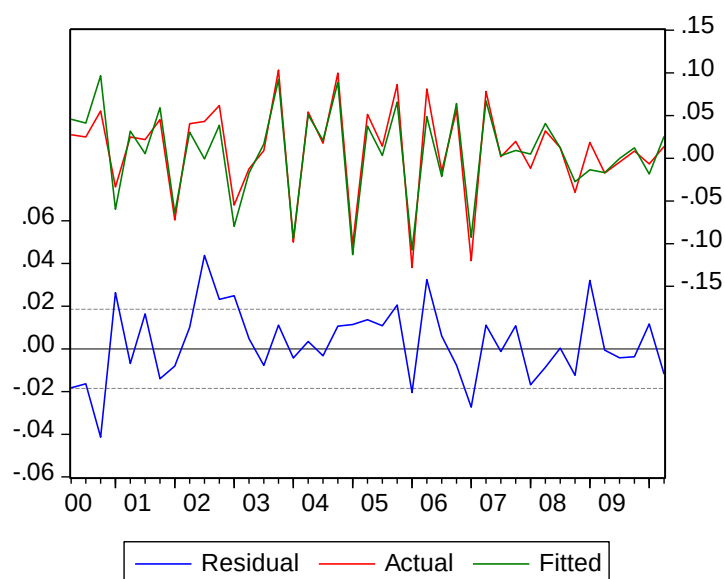
Included observations: 41

$$\text{DLOG(PICO)} = \text{C(2)} * \text{DLOG(PPI)} + \text{C(3)} * \text{DLOG(POIL * REEURUSD / 100)}$$

$$+ \text{C(4)} * \text{RESIDPICO}(-1) + \text{C(5)} * \text{D(SD1)}$$

$$+ \text{C(6)} * \text{D(SD4)} * (\text{TIME} \leq 2007:1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.641831	0.170869	3.756275	0.0006
C(3)	0.051921	0.020011	2.594636	0.0136
C(4)	-0.925479	0.157046	-5.893054	0.0000
C(5)	-0.020478	0.004674	-4.381020	0.0001
C(6)	0.082464	0.005922	13.92453	0.0000
R-squared	0.901943	Mean dependent var	0.009382	
Adjusted R-squared	0.891048	S.D. dependent var	0.056125	
S.E. of regression	0.018526	Akaike info criterion	-5.025480	
Sum squared resid	0.012355	Schwarz criterion	-4.816508	
Log likelihood	108.0223	Durbin-Watson stat	1.916249	



Obr. 28

Tabuľka 43

Dependent Variable: LOG(GVA)

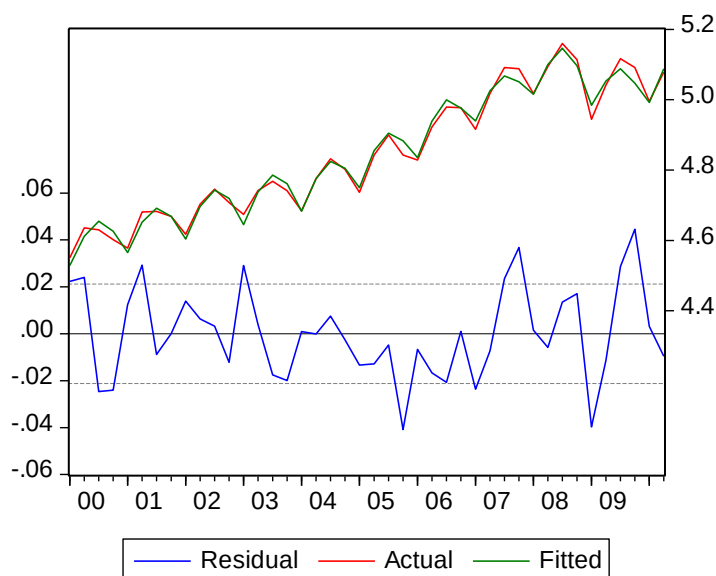
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(GVA)=C(1)+C(2)*LOG(100*TR10P/CPI)+C(3)*LOG(LU_ILO)
+C(4)*TIME+C(5)*SD1+C(6)*SD2+C(7)*SD3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.831632	0.448253	8.547927	0.0000
C(2)	0.275633	0.065146	4.230979	0.0002
C(3)	-0.114660	0.036658	-3.127792	0.0035
C(4)	0.010124	0.000460	22.00159	0.0000
C(5)	-0.022707	0.013085	-1.735387	0.0915
C(6)	0.031403	0.010655	2.947276	0.0057
C(7)	0.061458	0.010633	5.780152	0.0000
R-squared	0.987973	Mean dependent var	4.848003	
Adjusted R-squared	0.985911	S.D. dependent var	0.179045	
S.E. of regression	0.021252	Akaike info criterion	-4.713691	
Sum squared resid	0.015808	Schwarz criterion	-4.424079	
Log likelihood	105.9875	Durbin-Watson stat	1.524407	



Obr. 29

Tabuľka 44

Null Hypothesis: RESIDGVA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.1251	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 45

Dependent Variable: DLOG(GVA)

Method: Least Squares

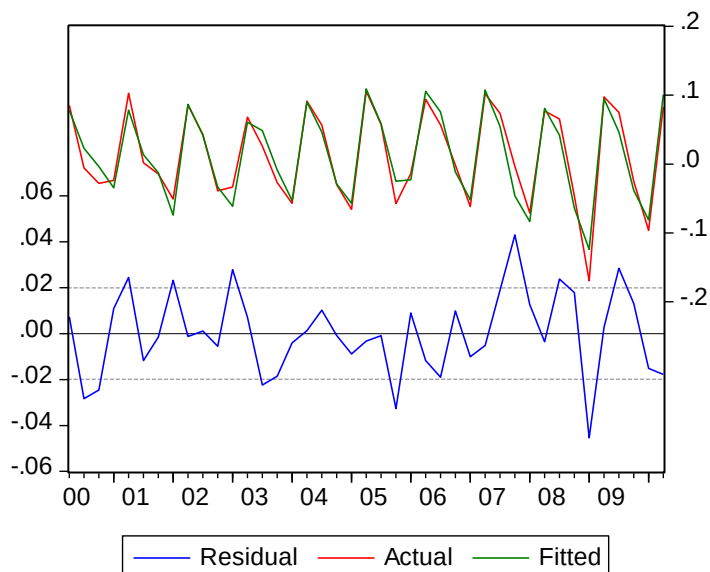
Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(GVA)=C(1)+C(2)*DLOG(100*TR10P/CPI)+C(3)*DLOG(IES(-1))

+C(4)*RESIDGVA(-1)+C(5)*D(SD1)+C(6)*D(SD2)+C(7)*D(SD3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010398	0.003133	3.318297	0.0022
C(2)	0.231490	0.091797	2.521760	0.0165
C(3)	0.149475	0.074128	2.016455	0.0517
C(4)	-0.860774	0.162314	-5.303134	0.0000
C(5)	-0.037888	0.015978	-2.371213	0.0235
C(6)	0.026394	0.010098	2.613714	0.0132
C(7)	0.056908	0.008805	6.463304	0.0000
R-squared	0.925329	Mean dependent var	0.012865	
Adjusted R-squared	0.912152	S.D. dependent var	0.067161	
S.E. of regression	0.019906	Akaike info criterion	-4.841355	
Sum squared resid	0.013472	Schwarz criterion	-4.548794	
Log likelihood	106.2478	Durbin-Watson stat	1.777207	



Obr. 30

Tabuľka 46

Dependent Variable: LOG(PGVA)

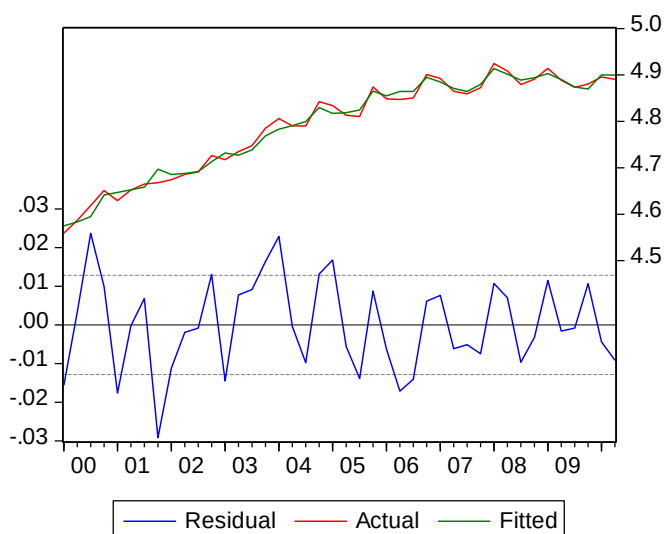
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

$$\begin{aligned} \text{LOG(PGVA)} = & C(1) + C(2) * \text{LOG(CPI)} + C(3) * \text{LOG(LD10*W10/100)} \\ & + C(4) * \text{LOG(REEUR)} + C(5) * \text{LOG(100*SBEP/SBIP)} + C(6) * \text{SD1} \\ & + C(7) * \text{SD4} * (\text{TIME} \geq 2007:1) \end{aligned}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.800325	0.322026	-2.485283	0.0179
C(2)	0.579699	0.051286	11.30320	0.0000
C(3)	0.252479	0.033129	7.621155	0.0000
C(4)	0.301866	0.039077	7.724870	0.0000
C(5)	0.037498	0.013917	2.694357	0.0108
C(6)	0.018943	0.005216	3.631712	0.0009
C(7)	-0.032168	0.008967	-3.587215	0.0010
R-squared	0.986910	Mean dependent var	4.791371	
Adjusted R-squared	0.984666	S.D. dependent var	0.103751	
S.E. of regression	0.012847	Akaike info criterion	-5.720328	
Sum squared resid	0.005777	Schwarz criterion	-5.430717	
Log likelihood	127.1269	Durbin-Watson stat	1.722691	



Obr. 31

Tabuľka 47

Null Hypothesis: RESIDPGVA has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.7350	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 48

Dependent Variable: DLOG(PGVA)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

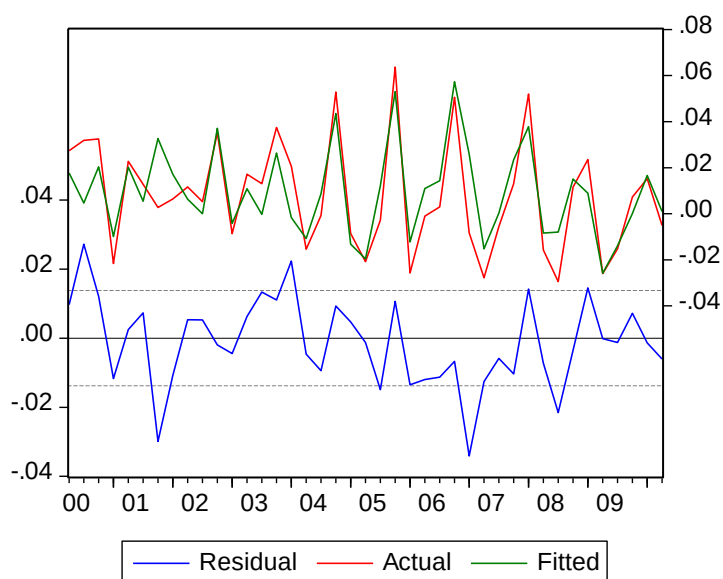
Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(PGVA)=C(2)*DLOG(CPI)+C(3)*DLOG(LD10*W10/100)

+C(4)*DLOG(100*SBEP/SBIP)+C(5)*RESIDPGVA(-1)

+C(6)*D(SD1)+C(7)*D(SD4)*(TIME>=2007:1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.421648	0.139002	3.033389	0.0045
C(3)	0.272080	0.044591	6.101670	0.0000
C(4)	0.031675	0.014309	2.213633	0.0335
C(5)	-0.850855	0.187852	-4.529398	0.0001
C(6)	0.020553	0.004215	4.875916	0.0000
C(7)	-0.028037	0.006091	-4.603185	0.0001
R-squared	0.706668	Mean dependent var		0.008074
Adjusted R-squared	0.664763	S.D. dependent var		0.023814
S.E. of regression	0.013788	Akaike info criterion		-5.595522
Sum squared resid	0.006654	Schwarz criterion		-5.344755
Log likelihood	120.7082	Durbin-Watson stat		1.483220



Obr. 32

Tabuľka 49

Dependent Variable: LOG(NTX)

Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

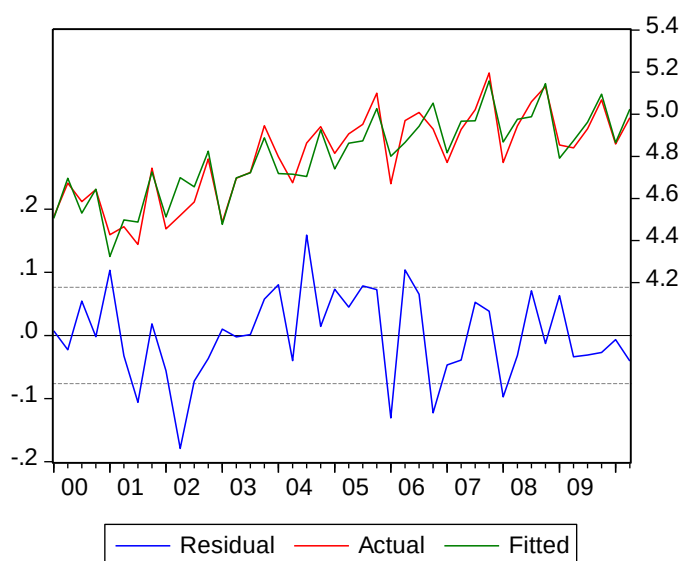
Included observations: 42

LOG(NTX)=C(1)+C(2)*LOG(100*SBI3P/CPI)+C(3)*TIME

+C(4)*LOG(LU_REG)*(TIME>=2000:3)

+C(5)*LOG(IES)*(TIME>=2001:4)+C(6)*SD1+C(7)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.556856	0.535680	4.773101	0.0000
C(2)	0.460700	0.115972	3.972497	0.0003
C(3)	0.007927	0.001446	5.481836	0.0000
C(4)	-0.039592	0.013815	-2.865868	0.0070
C(5)	0.027797	0.009387	2.961169	0.0055
C(6)	-0.084514	0.030074	-2.810235	0.0081
C(7)	0.073331	0.034642	2.116838	0.0415
R-squared	0.887218	Mean dependent var	4.800458	
Adjusted R-squared	0.867884	S.D. dependent var	0.209645	
S.E. of regression	0.076201	Akaike info criterion	-2.159865	
Sum squared resid	0.203232	Schwarz criterion	-1.870254	
Log likelihood	52.35717	Durbin-Watson stat	1.889203	



Obr. 33

Tabuľka 50

Null Hypothesis: RESIDNTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.9824	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 51

Dependent Variable: DLOG(NTX)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

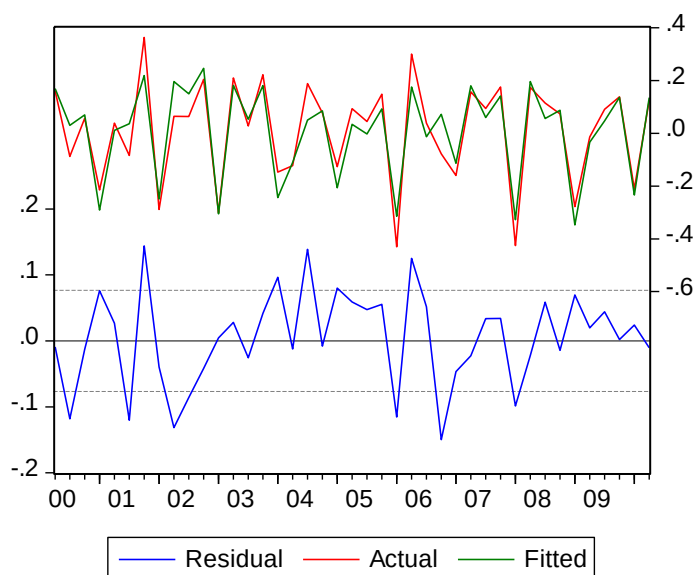
Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(NTX)=C(2)*DLOG(100*SBI3P/CPI)

+C(3)*DLOG(LU_REG(-1))*(TIME>=2000:4)+C(4)*RESIDNTX(-1)

+C(5)*D(SD1)+C(6)*D(SD4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.411001	0.111655	3.680980	0.0008
C(3)	-0.342017	0.193761	-1.765149	0.0860
C(4)	-0.965816	0.179412	-5.383227	0.0000
C(5)	-0.089091	0.023844	-3.736324	0.0006
C(6)	0.084933	0.026558	3.197992	0.0029
R-squared	0.851878	Mean dependent var		0.011474
Adjusted R-squared	0.835420	S.D. dependent var		0.188929
S.E. of regression	0.076646	Akaike info criterion		-2.185402
Sum squared resid	0.211483	Schwarz criterion		-1.976430
Log likelihood	49.80075	Durbin-Watson stat		2.098734



Obr. 34

Tabuľka 52

Dependent Variable: LOG(PNTX)

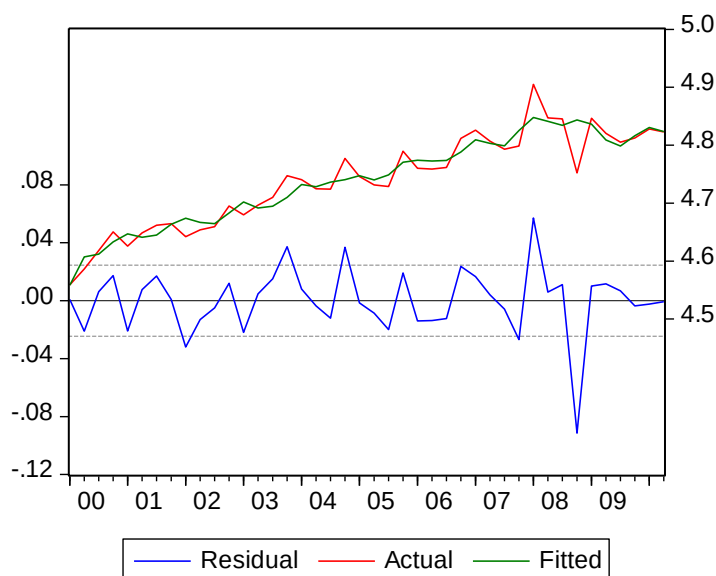
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PNTX)=C(1)+C(2)*LOG(CPI)+C(3)*LOG(LD10*W10/100)
+C(4)*LOG(100*SBEP/SBIP)*(TIME>=2000:2)
+C(5)*LOG(IOCMO)+C(6)*SD1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.113802	0.370724	5.701814	0.0000
C(2)	0.317851	0.100792	3.153529	0.0032
C(3)	0.161135	0.054348	2.964867	0.0053
C(4)	0.013140	0.005761	2.280736	0.0286
C(5)	0.050369	0.028890	1.743484	0.0898
C(6)	0.020431	0.009974	2.048313	0.0479
R-squared	0.918217	Mean dependent var	4.739664	
Adjusted R-squared	0.906859	S.D. dependent var	0.080438	
S.E. of regression	0.024549	Akaike info criterion	-4.444744	
Sum squared resid	0.021695	Schwarz criterion	-4.196506	
Log likelihood	99.33963	Durbin-Watson stat	2.241343	



Obr. 35

Tabuľka 53

Null Hypothesis: RESIDPNTX has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-7.1402	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 54

Dependent Variable: DLOG(PNTX)

Method: Least Squares

Sample: 2000:2 2010:2

Included observations: 41

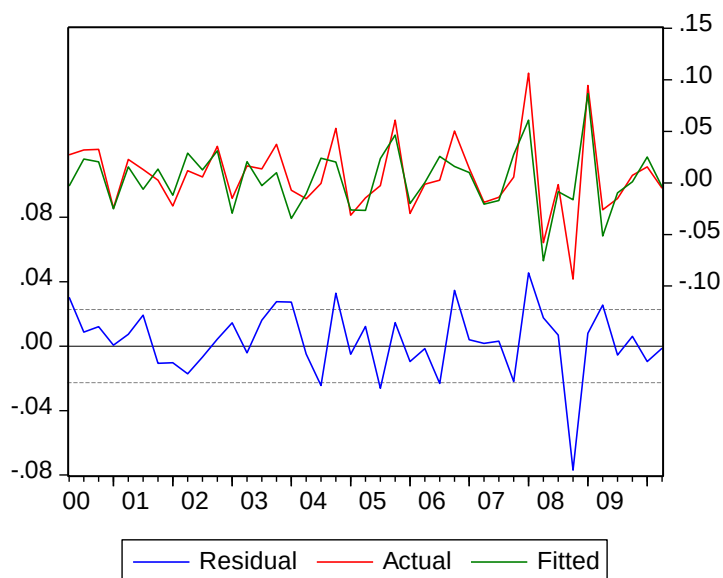
DLOG(PNTX)=C(2)*DLOG(LD10*W10/100)

+C(3)*DLOG(100*SBEP(-1)/SBIP(-1))*(TIME>=2004:3)

+C(4)*DLOG(IOCMO)*(TIME>=2004:1)+C(5)*RESIDPNTX(-1)

+C(6)*D(SD1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.248765	0.063603	3.911230	0.0004
C(3)	0.049373	0.025586	1.929686	0.0616
C(4)	0.070197	0.037649	1.864512	0.0704
C(5)	-0.989677	0.161966	-6.110415	0.0000
C(6)	0.019829	0.007656	2.589931	0.0138
R-squared	0.646018	Mean dependent var	0.006438	
Adjusted R-squared	0.606686	S.D. dependent var	0.036101	
S.E. of regression	0.022641	Akaike info criterion	-4.624303	
Sum squared resid	0.018453	Schwarz criterion	-4.415330	
Log likelihood	99.79820	Durbin-Watson stat	2.164031	



Obr. 36

Tabuľka 55

Dependent Variable: LOG(Y)

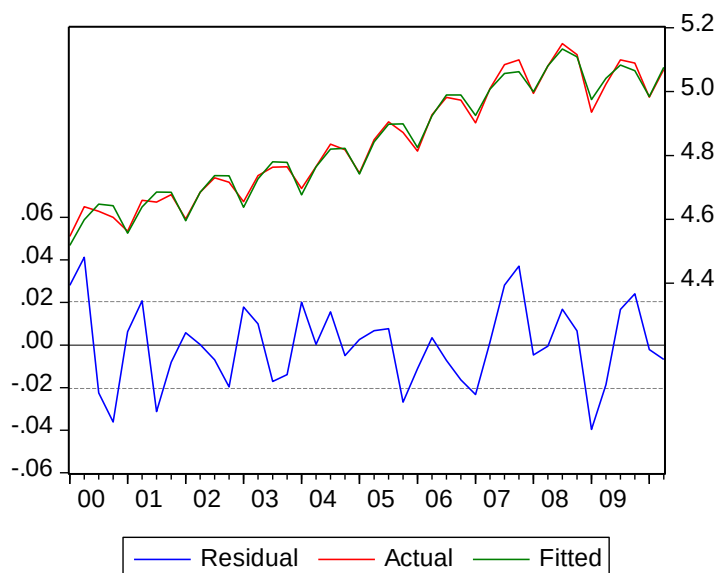
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(Y)=C(1)+C(2)*LOG(100*TR10P/CPI)+C(3)*TIME
+C(4)*LOG(LU_ILO)+C(5)*SD1+C(6)*SD3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.953036	0.380937	10.37714	0.0000
C(2)	0.249383	0.054655	4.562846	0.0001
C(3)	0.010279	0.000441	23.28793	0.0000
C(4)	-0.110865	0.033220	-3.337348	0.0020
C(5)	-0.052349	0.009338	-5.606253	0.0000
C(6)	0.036266	0.008038	4.511652	0.0001
R-squared	0.988516	Mean dependent var	4.843796	
Adjusted R-squared	0.986921	S.D. dependent var	0.178485	
S.E. of regression	0.020412	Akaike info criterion	-4.813828	
Sum squared resid	0.014999	Schwarz criterion	-4.565590	
Log likelihood	107.0904	Durbin-Watson stat	1.641158	



Obr. 37

Tabuľka 56

Null Hypothesis: RESIDY has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.5678	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 57

Dependent Variable: DLOG(Y)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

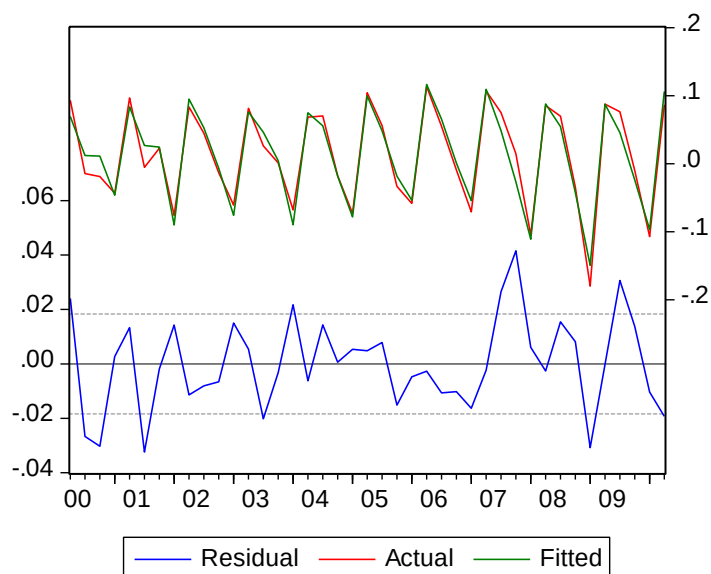
Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(Y)=C(1)+C(2)*DLOG(100*TR10P/CPI)

+C(3)**DLOG(LU_ILO)*(TIME>=2001:2)+C(4)*DLOG(IES(-1))

+C(5)**RESIDY(-1)+C(6)*D(SD1)+C(7)*D(SD3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.009645	0.002893	3.333499	0.0021
C(2)	0.188604	0.054627	3.452587	0.0015
C(3)	-0.107132	0.057726	-1.855881	0.0722
C(4)	0.138779	0.068765	2.018170	0.0515
C(5)	-0.880626	0.156081	-5.642107	0.0000
C(6)	-0.065237	0.007560	-8.629098	0.0000
C(7)	0.036568	0.004510	8.108742	0.0000
R-squared	0.944479	Mean dependent var	0.012740	
Adjusted R-squared	0.934682	S.D. dependent var	0.071802	
S.E. of regression	0.018351	Akaike info criterion	-5.004043	
Sum squared resid	0.011449	Schwarz criterion	-4.711482	
Log likelihood	109.5829	Durbin-Watson stat	1.686885	



Obr. 38

Tabuľka 58

Dependent Variable: LOG(PY)

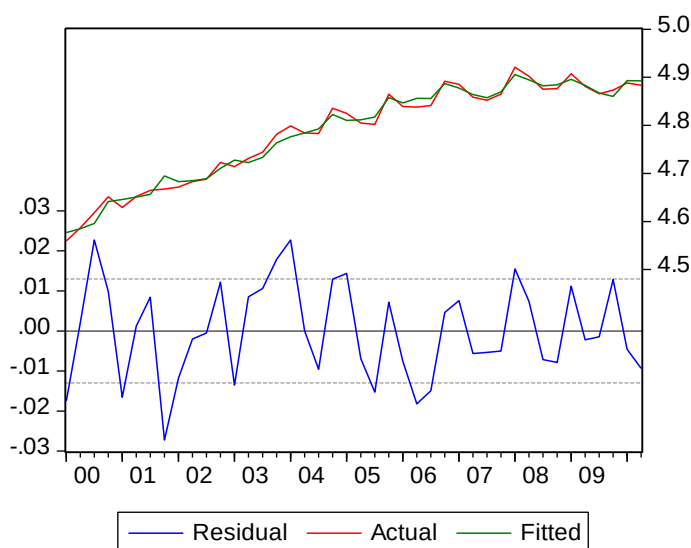
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(PY)=C(1)+C(2)*LOG(CPI)+C(3)*LOG(LD10*W10/100)
+C(4)*LOG(REEUR)+C(5)*LOG(100*SBEP/SBIP)+C(6)*SD1
+C(7)*SD4*(TIME>=2007:1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.536931	0.325154	-1.651310	0.1076
C(2)	0.546415	0.051785	10.55169	0.0000
C(3)	0.250299	0.033451	7.482657	0.0000
C(4)	0.280413	0.039457	7.106833	0.0000
C(5)	0.037443	0.014053	2.664525	0.0116
C(6)	0.018711	0.005267	3.552802	0.0011
C(7)	-0.034784	0.009055	-3.841598	0.0005
R-squared	0.985897	Mean dependent var	4.785930	
Adjusted R-squared	0.983480	S.D. dependent var	0.100927	
S.E. of regression	0.012972	Akaike info criterion	-5.700991	
Sum squared resid	0.005890	Schwarz criterion	-5.411379	
Log likelihood	126.7208	Durbin-Watson stat	1.672262	



Obr. 39

Tabuľka 59

Null Hypothesis: RESIDPY has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-5.6445	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.5355	
5% level	-4.7728	
10% level	-4.4021	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=5$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 60

Dependent Variable: DLOG(PY)

Method: Least Squares

Sample: 2000:2 2010:2

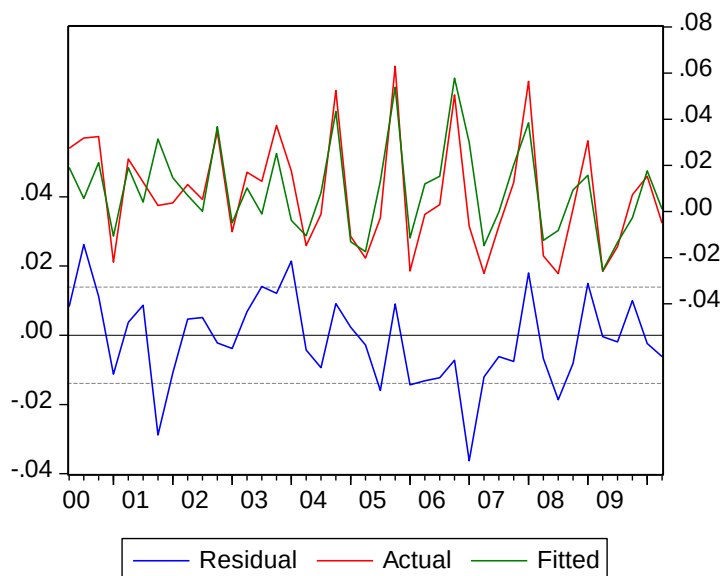
Included observations: 41

DLOG(PY)=C(2)*DLOG(CPI)+C(3)*DLOG(LD10*W10/100)

+C(4)*DLOG(100*SBEP/SBIP)+C(5)*RESIDPY(-1)+C(6)*D(SD1)

+C(7)*D(SD4)*(TIME>=2007:1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.403429	0.140562	2.870124	0.0069
C(3)	0.274054	0.044972	6.093892	0.0000
C(4)	0.030828	0.014444	2.134296	0.0399
C(5)	-0.843394	0.187640	-4.494736	0.0001
C(6)	0.020413	0.004256	4.796167	0.0000
C(7)	-0.031224	0.006146	-5.080591	0.0000
R-squared	0.706350	Mean dependent var		0.007900
Adjusted R-squared	0.664400	S.D. dependent var		0.024036
S.E. of regression	0.013924	Akaike info criterion		-5.575923
Sum squared resid	0.006786	Schwarz criterion		-5.325157
Log likelihood	120.3064	Durbin-Watson stat		1.489868



Obr. 40

Tabuľka 61

Dependent Variable: LOG(LD_ESNU95)

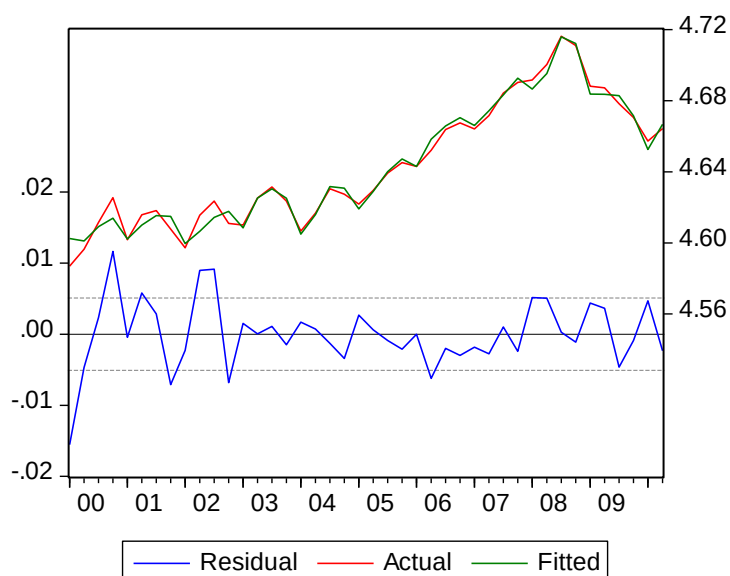
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(LD_ESNU95)=C(1)+C(2)*LOG(LD_ILO)+C(3)*LOG(LDF_ILO)
+C(4)*LOG(IOD)+C(5)*SD1

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.132313	0.150936	7.501946	0.0000
C(2)	0.753549	0.034210	22.02706	0.0000
C(3)	-0.011628	0.004113	-2.827389	0.0075
C(4)	0.012738	0.006856	1.857793	0.0712
C(5)	-0.003993	0.001797	-2.222467	0.0324
R-squared	0.980466	Mean dependent var	4.643318	
Adjusted R-squared	0.978354	S.D. dependent var	0.034480	
S.E. of regression	0.005073	Akaike info criterion	-7.618484	
Sum squared resid	0.000952	Schwarz criterion	-7.411619	
Log likelihood	164.9882	Durbin-Watson stat	1.533153	



Obr. 41

Tabuľka 62

Null Hypothesis: RESIDLD1_ESNU95 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-6.5823	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.1160	
5% level	-4.3821	
10% level	-4.0222	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=4$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 63

Dependent Variable: DLOG(LD_ESNU95)

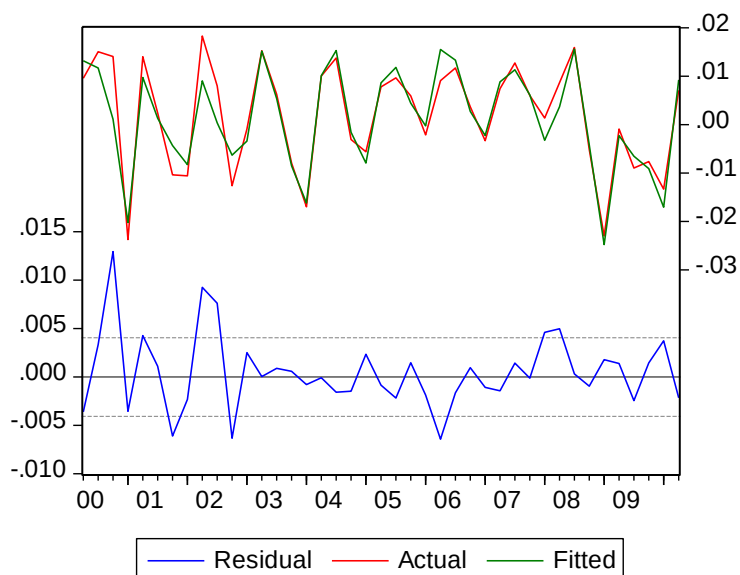
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

$$\text{DLOG(LD_ESNU95)} = C(2) * \text{DLOG(LD_ILO)} + C(3) * \text{DLOG(W10)} \\ + C(4) * \text{RESIDL1_ESNU95}(-1) + C(5) * D(\text{SD1})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.713006	0.062659	11.37921	0.0000
C(3)	-0.021975	0.011579	-1.897921	0.0655
C(4)	-0.855120	0.137290	-6.228571	0.0000
C(5)	-0.005041	0.001270	-3.970267	0.0003
R-squared	0.873483	Mean dependent var	0.001889	
Adjusted R-squared	0.863224	S.D. dependent var	0.010956	
S.E. of regression	0.004052	Akaike info criterion	-8.086855	
Sum squared resid	0.000607	Schwarz criterion	-7.919677	
Log likelihood	169.7805	Durbin-Watson stat	1.988681	



Obr. 42

Tabuľka 64

Dependent Variable: LOG(LD_ESNU95)

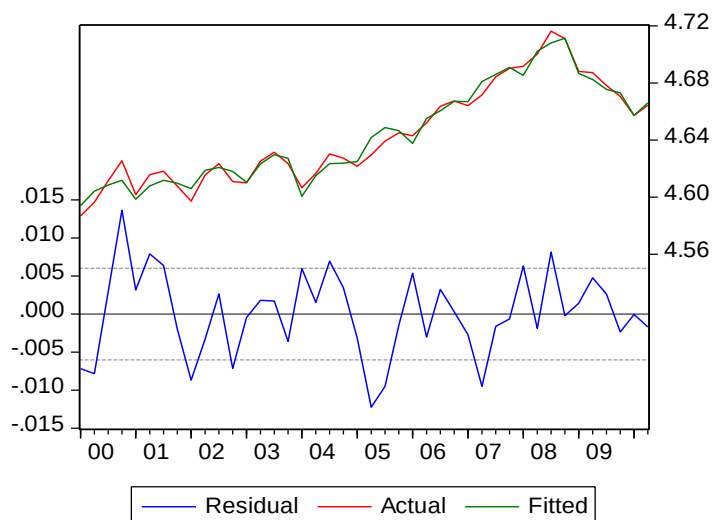
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2010:2

Included observations: 42

LOG(LD_ESNU95)=C(1)+C(2)*LOG(LD10)+C(3)*LOG(100.*MIGP/CPI)
+C(4)*LOG(W10)*(TIME>=2004:1)+C(5)*TIME
+C(6)*LOG(LU_REG)+C(7)*SD1+C(8)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.869140	0.230311	16.79966	0.0000
C(2)	0.246824	0.042040	5.871194	0.0000
C(3)	-0.038802	0.010922	-3.552537	0.0011
C(4)	-0.004208	0.000856	-4.917002	0.0000
C(5)	0.002718	0.000209	13.01157	0.0000
C(6)	-0.049224	0.012134	-4.056796	0.0003
C(7)	-0.011800	0.002618	-4.507077	0.0001
C(8)	0.008627	0.003551	2.429378	0.0206
R-squared	0.974647	Mean dependent var	4.643318	
Adjusted R-squared	0.969427	S.D. dependent var	0.034480	
S.E. of regression	0.006029	Akaike info criterion	-7.214892	
Sum squared resid	0.001236	Schwarz criterion	-6.883907	
Log likelihood	159.5127	Durbin-Watson stat	1.365750	



Obr. 43

Tabuľka 65

Null Hypothesis: RESIDLD2_ESNU95 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0

	t-Statistic	Prob.
Engle-Granger test statistic	-4.7652	NA
Test critical values*:		
1% level	-5.9230	
5% level	-5.2198	
10% level	-4.7579	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=6$ and $n=40$

m - number of explanatory variables in cointegrating relation (except SDs)

n - number of observations

Tabuľka 66

Dependent Variable: DLOG(LD_ESNU95)

Method: Least Squares

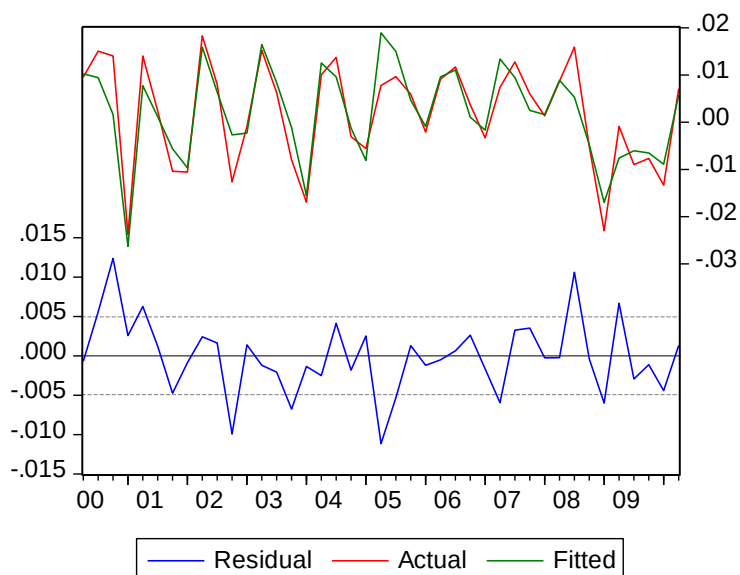
Sample(adjusted): 2000:2 2010:2

Included observations: 41 after adjusting endpoints

DLOG(LD_ESNU95)=C(2)*DLOG(LDST)+C(3)*DLOG(LU_REG)

+C(4)*RESIDL2_ESNU95(-1)+C(5)*D(SD1)*(TIME>=2004:1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.151346	0.037280	4.059703	0.0002
C(3)	-0.063994	0.015495	-4.130096	0.0002
C(4)	-0.500765	0.147957	-3.384517	0.0017
C(5)	-0.002589	0.001498	-1.728315	0.0923
R-squared	0.812596	Mean dependent var	0.001889	
Adjusted R-squared	0.797401	S.D. dependent var	0.010956	
S.E. of regression	0.004931	Akaike info criterion	-7.693967	
Sum squared resid	0.000900	Schwarz criterion	-7.526789	
Log likelihood	161.7263	Durbin-Watson stat	1.873758	

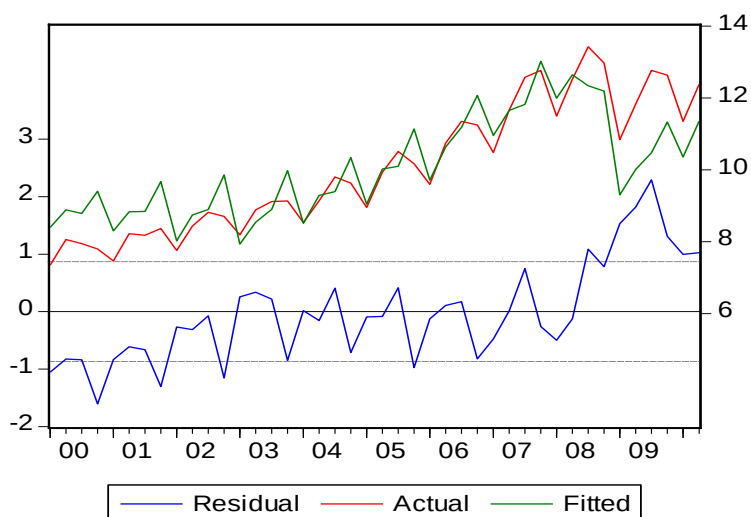


Obr. 44

PRÍLOHA III

Model 1: pre HDP s pôvodnými časovými radmi**Dependent Variable: Y****Method: Least Squares****Sample (adjusted): 2000Q1 2010Q2****Included observations: 42 after adjustments**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T10P/PPI	0.034183	0.000450	75.91864	0.0000
R-squared	0.768236	Mean dependent var		10.04223
Adjusted R-squared	0.768236	S.D. dependent var		1.802041
S.E. of regression	0.867537	Akaike info criterion		2.577204
Sum squared resid	30.85742	Schwarz criterion		2.618577
Log likelihood	-53.12128	Durbin-Watson stat		0.629476



Model 2: pre HDP s transformovanými časovými radmi

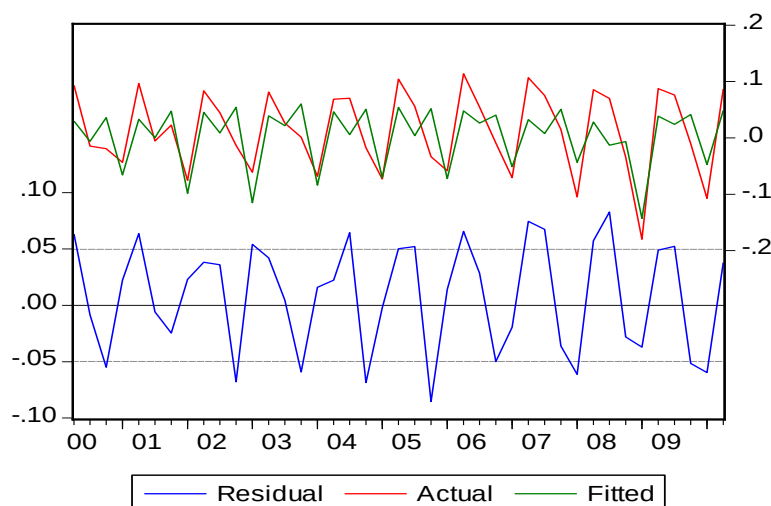
Dependent Variable: DLOG(Y)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000Q2 2010Q2

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(T10P/PPI)	0.529007	0.077941	6.787284	0.0000
R-squared	0.520250	Mean dependent var	0.012740	
Adjusted R-squared	0.520250	S.D. dependent var	0.071801	
S.E. of regression	0.049732	Akaike info criterion	-3.140229	
Sum squared resid	0.098933	Schwarz criterion	-3.098434	
Log likelihood	65.37469	Durbin-Watson stat	2.033391	



Test stacionarity 1

Null Hypothesis: RESID_MODEL2 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.8451	NA
Test critical values*:		
1% level	-2.6211	
5% level	-1.9493	
10% level	-1.6201	

***Critical values tabulated by MacKinnon for $m=1$ and $n=40$**

m - number of explanatory variables in cointegrating relation

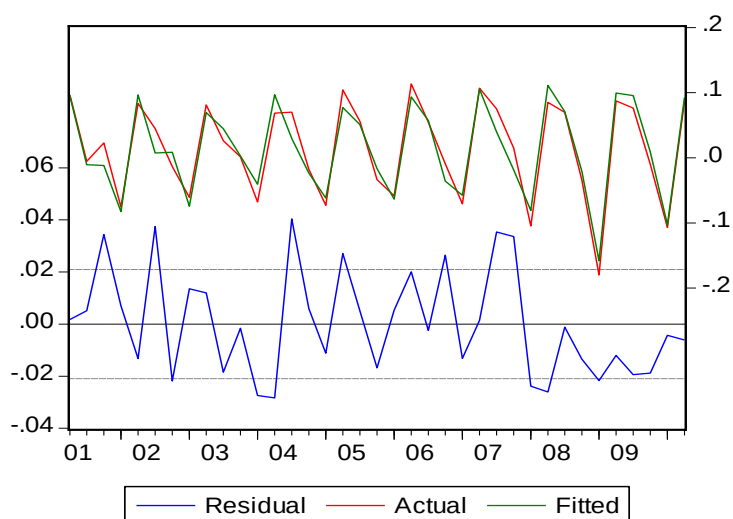
n - number of observations

Korelogram 1 - pre rezíduá z Modelu 2

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.071	-0.071	0.2205	0.639
		2	-0.736	-0.745	24.727	0.000
		3	-0.107	-0.566	25.258	0.000
		4	0.774	0.253	53.835	0.000
		5	0.039	-0.044	53.909	0.000
		6	-0.606	0.061	72.381	0.000
		7	-0.212	-0.259	74.707	0.000
		8	0.663	0.048	98.190	0.000

Model 3: ARIMAX model pre HDP
Dependent Variable: DLOG(Y)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q2
Included observations: 37 after adjustments
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 2001Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(T10P/PPI)	0.346008	0.048714	7.102891	0.0000
AR(4)	0.941747	0.069777	13.49656	0.0000
MA(1)	-0.517964	0.147055	-3.52245	0.0012
R-squared	0.923555	Mean dependent var	0.013676	
Adjusted R-squared	0.919059	S.D. dependent var	0.073562	
S.E. of regression	0.020929	Akaike info criterion	-4.817790	
Sum squared resid	0.014892	Schwarz criterion	-4.687175	
Log likelihood	92.12911	Durbin-Watson stat	1.971615	
Inverted AR Roots	.99			
Inverted MA Roots	.50			



Test autokorelácie 1
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.583840	Prob. F(2,32)	0.563584
Obs*R-squared	1.295030	Prob. Chi-Square(2)	0.523345

Test stacionarity 2

Null Hypothesis: **RESID_C** has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.3795	NA
Test critical values*: 1% level	-4.1822	
5% level	-3.4925	
10% level	-3.1515	

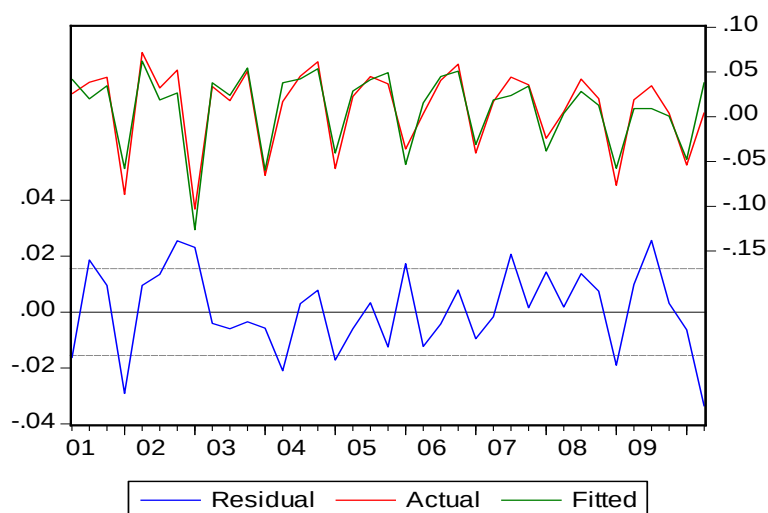
*Critical values tabulated by *MacKinnon* for $m=2$ and $n=40$ m - number of explanatory variables in cointegrating relation n - number of observations

Korelogram 2 – pre rezíduá z modelu pre C

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.247	-0.247	2.6785	0.102
		2 -0.258	-0.340	5.6919	0.058
		3 -0.121	-0.349	6.3690	0.095
		4 0.390	0.181	13.601	0.009
		5 -0.006	0.105	13.603	0.018
		6 -0.112	0.108	14.233	0.027
		7 -0.313	-0.270	19.320	0.007
		8 0.480	0.281	31.605	0.000

Model 4: ARIMAX model pre konečnú spotrebu domácností
Dependent Variable: DLOG(C)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q2 2010Q2
Included observations: 37 after adjustments
Convergence achieved after 14 iterations
Backcast: 2001Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007478	0.000964	7.757079	0.0000
DLOG((W10*LD10)/CPI)	0.419246	0.045497	9.214738	0.0000
AR(4)	0.638180	0.160526	3.975548	0.0004
MA(1)	-0.944312	0.028092	-33.61469	0.0000
R-squared	0.892497	Mean dependent var	0.010279	
Adjusted R-squared	0.882724	S.D. dependent var	0.045251	
S.E. of regression	0.015496	Akaike info criterion	-5.394600	
Sum squared resid	0.007925	Schwarz criterion	-5.220446	
Log likelihood	103.8001	F-statistic	91.32243	
Durbin-Watson stat	1.762326	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.89	-.00+.89i	-.00-.89i	-.89
Inverted MA Roots	.94			



Test autokorelácie 2

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.729682	Prob. F(2,31)	0.490158
Obs*R-squared	1.560994	Prob. Chi-Square(2)	0.458178

Test stacionarity 3

Null Hypothesis: **RESID_PC** has a unit root

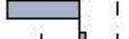
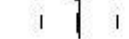
Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.4723	NA
Test critical values*:		
1% level	-4.1822	
5% level	-3.4925	
10% level	-3.1515	

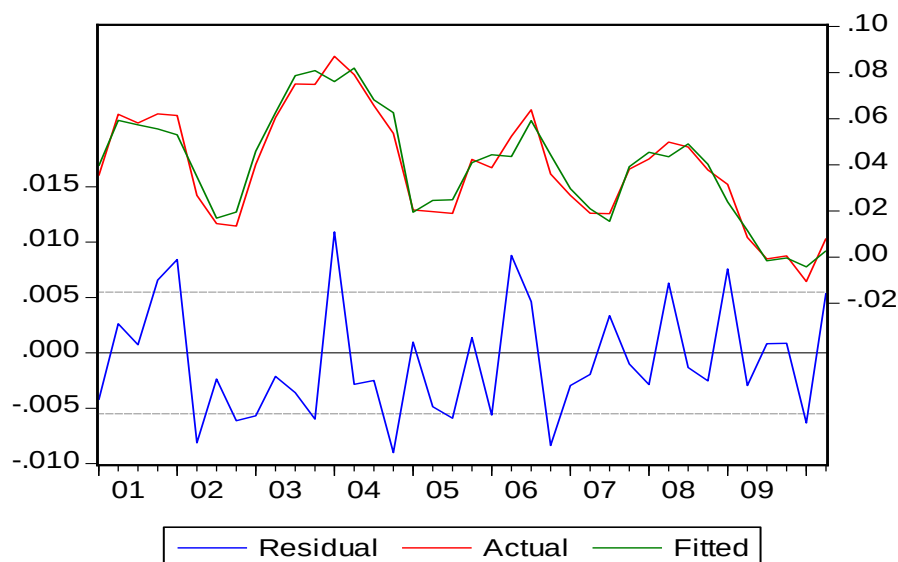
*Critical values tabulated by *MacKinnon* for $m=2$ and $n=40$ m - number of explanatory variables in cointegrating relation n - number of observations

Korelogram 3 – pre rezíduá z modelu pre deflátor PC

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.284	0.284	3.3145	0.069
		2	0.006	-0.081	3.3161	0.191
		3	-0.217	-0.214	5.3577	0.147
		4	-0.661	-0.617	24.901	0.000
		5	-0.247	0.050	27.718	0.000
		6	-0.041	-0.051	27.798	0.000
		7	0.131	-0.038	28.638	0.000
		8	0.426	-0.012	37.841	0.000

Model 5: ARIMAX model pre deflátor konečnej spotreby domácností
Dependent Variable: DLOG(PC,0,4)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 2001Q1 2010Q2
Included observations: 38 after adjustments
Convergence achieved after 22 iterations
Backcast: 1999Q4 2000Q4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(CPI,0,4)	0.815784	0.036722	22.21501	0.0000
DLOG((W10*LD10),0,4)	0.064395	0.020774	3.099775	0.0039
MA(1)	0.646164	0.147913	4.368545	0.0001
SMA(4)	-0.887990	0.046362	-19.15347	0.0000
R-squared	0.952831	Mean dependent var	0.038968	
Adjusted R-squared	0.948669	S.D. dependent var	0.024266	
S.E. of regression	0.005498	Akaike info criterion	-7.469664	
Sum squared resid	0.001028	Schwarz criterion	-7.297287	
Log likelihood	145.9236	Durbin-Watson stat	2.157910	
Inverted MA Roots	.97 -.97	.00+.97i -.00-.97i	-.65	



Test autokorelácie 3

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.327424	Prob. F(2,32)	0.723165
Obs*R-squared	0.000000	Prob. Chi-Square(2)	1.000000

Test stacionarity 4

Null Hypothesis: RESID_LD_ESNU95 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.5412	NA
Test critical values*:		
1% level	-2.6211	
5% level	-1.9493	
10% level	-1.6201	

*Critical values tabulated by MacKinnon for $m=1$ and $n=40$ m - number of explanatory variables in cointegrating relation n - number of observations

Korelogram 4 – pre rezíduá z modelu pre LD_ESNU95

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob.	
		1	0.064	0.064	0.1624	0.687
		2	-0.077	-0.082	0.4098	0.815
		3	0.003	0.014	0.4102	0.938
		4	-0.231	-0.241	2.7380	0.603
		5	-0.121	-0.092	3.3998	0.639
		6	-0.114	-0.155	4.0034	0.676
		7	-0.003	-0.006	4.0038	0.779
		8	-0.078	-0.177	4.3045	0.829

Model 6: ARIMAX model pre celkovú zamestnanosť

Dependent Variable: DLOG(LD_ESNU95,1,4)

Method: Least Squares

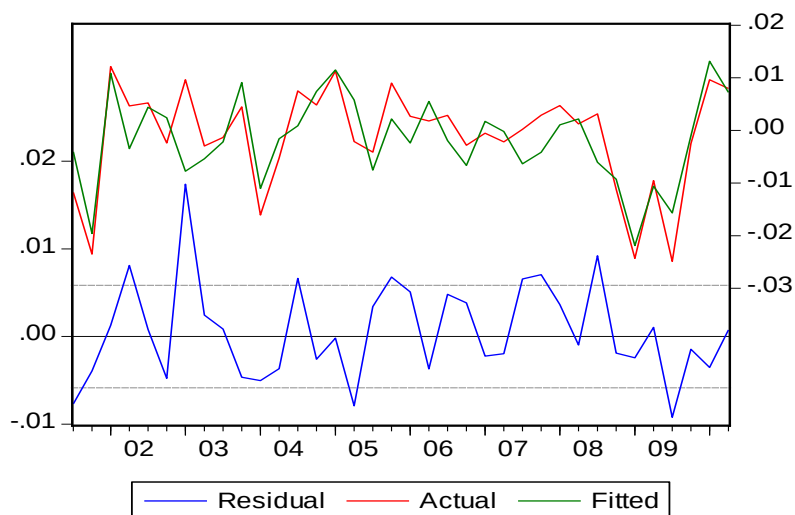
Sample (adjusted): 2001Q3 2010Q2

Included observations: 36 after adjustments

Convergence achieved after 35 iterations

Backcast: 2000Q2 2001Q2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(LD10,1,4)	0.260647	0.034238	7.612867	0.0000
AR(1)	-0.768873	0.102480	-7.502678	0.0000
MA(1)	0.983899	0.098169	10.02246	0.0000
SMA(4)	-0.918705	0.046280	-19.85109	0.0000
R-squared	0.661183	Mean dependent var	-0.001150	
Adjusted R-squared	0.629419	S.D. dependent var	0.009602	
S.E. of regression	0.005845	Akaike info criterion	-7.342022	
Sum squared resid	0.001093	Schwarz criterion	-7.166075	
Log likelihood	136.1564	Durbin-Watson stat	1.864272	
Inverted AR Roots	-.77			
Inverted MA Roots	.98	-.00+.98i	-.00-.98i	-.98
	-.98			



Test autokorelácie 4

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.259508	Prob. F(2,30)	0.773145
Obs*R-squared	0.172671	Prob. Chi-Square(2)	0.917286

Test stacionarity 5

Null Hypothesis: **RESID_W** has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.
<i>Augmented Dickey-Fuller</i> test statistic	-8.7850	NA
Test critical values*:		
1% level	-2.6211	
5% level	-1.9493	
10% level	-1.6201	

*Critical values tabulated by *Mackinnon* for $m=1$ and $n=40$ m - number of explanatory variables in cointegrating relation n - number of observations

Korelogram 5 – pre rezíduá z modelu pre W

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.328	-0.328	4.7409	0.029
		2 -0.005	-0.126	4.7420	0.093
		3 0.093	0.057	5.1445	0.162
		4 -0.143	-0.104	6.1173	0.191
		5 0.038	-0.041	6.1891	0.288
		6 -0.113	-0.152	6.8302	0.337
		7 -0.014	-0.101	6.8406	0.446
		8 0.136	0.085	7.8242	0.451

Model 7: ARIMAX model pre priemernú mzdu v hospodárstve

Dependent Variable: DLOG(W)

Method: Least Squares

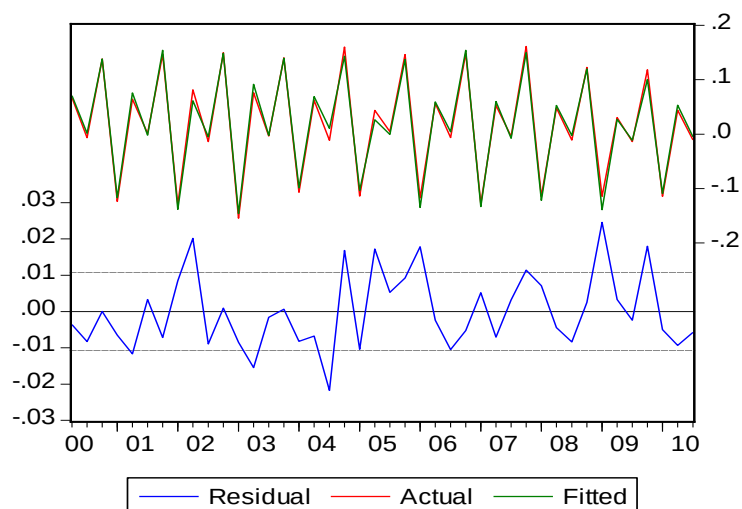
Sample (adjusted): 2000Q2 2010Q3

Included observations: 42 after adjustments

Convergence achieved after 6 iterations

Backcast: 2000Q1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLOG(W10)	1.343746	0.030824	43.59455	0.0000
C	-0.004485	0.001152	-3.894283	0.0004
MA(1)	-0.392369	0.152739	-2.568880	0.0141
R-squared	0.988208	Mean dependent var	0.018253	
Adjusted R-squared	0.987603	S.D. dependent var	0.096420	
S.E. of regression	0.010735	Akaike info criterion	-6.161781	
Sum squared resid	0.004495	Schwarz criterion	-6.037662	
Log likelihood	132.3974	F-statistic	1634.171	
Durbin-Watson stat	1.967424	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted MA Roots	.39			



Vydal: INFOSTAT
Inštitút informatiky a štatistiky,
Dúbravská cesta 3
845 24 Bratislava 45

V edícii: Aktá

Pod číslom: 3

Vedúci redaktor: Ing. Michal Olexa, PhD.

Výkonný redaktor: Ing. Ján Haluška, PhD.

Počet strán: 136

Počet výtlačkov: 7

ISBN: 978-80-89398-20-1

A3-149/2011

