

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

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

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

Ing. Ján Haluška, PhD.

Ing. Michal Olexa, PhD.

Ing. Jana Juriová

Ing. Miroslav Kľúčik

Štúdia obsahuje výsledky 2. 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 kvantitatívneho charakteru a výsledky konštrukcie *ARIMA* 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	6
2.	MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY HRUBÉHO DOMÁCEHO PRODUKTU	8
2.1	Metodologický postup konštrukcie a odhadu ECM s využitím kvantitatívnych časových radov	9
2.2	Modelový aparát na rýchle odhady HDP v stálych a bežných cenách	10
2.3	Modelové vzťahy na rýchly odhad zložiek použitia HDP	11
2.3.1	<i>Modelový vzťah pre konečnú spotrebu domácností</i>	11
2.3.2	<i>Modelový vzťah pre konečnú spotrebu verejnej správy</i>	16
2.3.3	<i>Modelový vzťah pre tvorbu hrubého fixného kapitálu</i>	20
2.3.4	<i>Modelový vzťah pre vývoz tovarov a služieb</i>	24
2.3.5	<i>Modelový vzťah pre dovoz tovarov a služieb</i>	28
2.4	Modelové vzťahy na rýchly odhad deflátorov zložiek použitia HDP	32
2.4.1	<i>Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby domácností</i>	32
2.4.2	<i>Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby verejnej správy</i>	35
2.4.3	<i>Modelový vzťah pre deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu</i>	39
2.4.4	<i>Modelový vzťah pre deflátor vývozu tovarov a služieb</i>	42
2.4.5	<i>Modelový vzťah pre deflátor dovozu tovarov a služieb</i>	46
2.5	Modelové vzťahy pre rýchly odhad zložiek tvorby HDP	49
2.5.1	<i>Modelový vzťah pre celkovú produkciu</i>	49
2.5.2	<i>Modelový vzťah pre medzispotrebu</i>	54
2.5.3	<i>Modelový vzťah pre hrubú pridanú hodnotu</i>	58
2.5.4	<i>Modelový vzťah pre čisté dane z produktov</i>	61
2.6	Modelové vzťahy na rýchly odhad deflátorov zložiek tvorby HDP	65
2.6.1	<i>Modelový vzťah pre deflátor celkovej produkcie</i>	65
2.6.2	<i>Modelový vzťah pre deflátor medzispotreby</i>	68
2.6.3	<i>Modelový vzťah pre deflátor hrubej pridanej hodnoty</i>	72
2.6.4	<i>Modelový vzťah pre deflátor čistých daní z produktov</i>	75
2.7	Modelové vzťahy na rýchly odhad HDP priamym spôsobom	79
2.7.1	<i>Modelový vzťah pre rýchly odhad tvorby HDP</i>	79
2.7.2	<i>Modelový vzťah pre rýchly odhad použitia HDP</i>	83
2.7.3	<i>Modelový vzťah pre rýchly odhad deflátoru HDP</i>	86

3.	MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLY ODHAD CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI (V METODIKE ESNÚ 95)	91
3.1	Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch VZPS)	91
3.2	Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch o odvetvovej zamestnanosti)	95
4.	ARIMA MODELY AKO EFEKTÍVNY NÁSTROJ NA RÝCHLE ODHADY HDP A CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI	99
4.1	ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja HDP	99
4.2	ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja zložiek použitia HDP	103
4.2.1	<i>ARIMA modely pre konečnú spotrebu domácností</i>	103
4.2.2	<i>ARIMA modely pre konečnú spotrebu verejnej správy</i>	104
4.2.3	<i>ARIMA modely pre tvorbu hrubého fixného kapitálu</i>	106
4.2.4	<i>ARIMA modely pre vývoz tovarov a služieb</i>	107
4.2.5	<i>ARIMA modely pre dovoz tovarov a služieb</i>	108
4.3	ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja deflátorov zložiek použitia HDP	109
4.4	ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja celkovej zamestnanosti	110
4.5	ARIMAX modely	112
5.	ZÁVER	114
6.	LITERATÚRA	117
	PRÍLOHA	118

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

1. ÚVOD

V roku 2008 začal INFOSTAT riešiť projekt "*Modelový aparát na rýchle odhady vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky*". Riešenie projektu je rozvrhnuté do troch ročných etáp, pričom cieľom riešenia v každej etape je vytvoriť a overiť špecifický modelový aparát, podporujúci zostavovanie rýchlych odhadov (*flash estimates*) vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Jedná sa o rýchle odhady hrubého domáceho produktu (HDP) a celkovej zamestnanosti (v metodike ESNÚ 95), ktoré v súčasnosti požaduje EUROSTAT od národných štatistických úradov v lehote do 38 dní po skončení referenčného štvrťroka. Záverečná (tretia) etapa riešenia projektu je naplánovaná na rok 2010.

Výsledkom riešenia projektu v roku 2008 bol modelový aparát, ktorý podporuje zostavovanie rýchlych odhadov HDP a celkovej zamestnanosti na základe využitia výsledkov vyplývajúcich z konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov, teda informácií kvalitatívneho charakteru [7]. Z metodologického hľadiska ide o aparát, ktorý je založený na princípoch modelov s členom korigujúcim chyby (*Error Correction Models - ECM*). Nad rámec riešenia boli vytvorené ďalšie modelové nástroje, ktoré pre zostavovanie rýchlych odhadov obidvoch uvedených ukazovateľov využívajú princípy *Box-Jenkinsovej* metodológie (*ARIMA* modely).

Cieľom riešenia projektu v roku 2009 je konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu, ktorý bude podporne využiteľný na zostavovanie rýchlych odhadov pomocou informácií kvantitatívneho charakteru. Pre konštrukciu modelového aparátu sú teda v tomto roku - v súlade s harmonogramom riešenia projektu - východiskom mesačné časové rady takých odvetvových ukazovateľov, ktoré významným spôsobom determinujú jednak vývoj HDP, a to tak z hľadiska ponuky (priemyselná produkcia a stavebná produkcia) ako aj z hľadiska dopytu (maloobchodný obrat a vývoz

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

tovarov), jednak vývoj celkovej zamestnanosti (zamestnanosť a priemerná mesačná nominálna mzda vo vybraných odvetviach hospodárstva).

Výsledky riešenia 2. etapy projektu by mali prispieť k poznaniu, či a do akej miery sú informácie vyplývajúce z mesačných časových radov relevantných odvetvových a makroekonomických ukazovateľov štatisticky významné pre zostavovanie rýchlych odhadov vývoja spomínaných dvoch makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Princípy konštrukcie modelového aparátu v 2. etape sú z metodologického hľadiska rovnaké ako v 1. etape, čo znamená, že sa jedná o konštrukciu modelov typu *ECM* aj *ARIMA* modelov.

2. MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY HRUBÉHO DOMÁCEHO PRODUKTU

Modelový aparát na rýchle odhady vývoja HDP tvoria jednorovnicové ekonometrické modely, čo znamená, že každý z týchto modelov má vo všeobecnosti tvar regresnej rovnice. Vysvetľujúcimi faktormi na pravých stranách regresných rovníc sú relevantné makroekonomické alebo odvetvové ukazovatele kvantitatívneho charakteru, ktorých vývoj je v momente prípravy rýchlych odhadov HDP za referenčný štvrťrok už známy. Jedná sa teda hlavne o také ukazovatele, ktorých vývoj sa štatisticky sleduje s mesačnou periodicitou. Inými slovami povedané, modelový aparát je podporným nástrojom pre zostavenie rýchleho odhadu vývoja HDP v tom štvrťroku, za ktorý sú k dispozícii najnovšie mesačné údaje o vývoji vysvetľujúcich faktorov².

Kvôli konštrukcii modelového aparátu na rýchle odhady HDP bola vytvorená báza dát relevantných štvrťročných časových radov makroekonomických a odvetvových ukazovateľov slovenskej ekonomiky, ktorá je založená na údajoch Štatistického úradu Slovenskej republiky (ŠÚ SR), MF SR a NBS [10]. Báza dát obsahuje časové rady pokrývajúce obdobie od 1. štvrťroka 2000 do 4. štvrťroka 2008, čo znamená, že každý časový rad obsahuje spolu 36 štvrťročných pozorovaní.

Sezónna analýza ukázala, že vývoj prevažnej väčšiny týchto časových radov je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnej zložky. Keďže sa jedná o časové rady makroekonomických a odvetvových ukazovateľov, bolo potrebné ich zároveň analyzovať aj z hľadiska stacionarity a kointegrácie. V súlade s očakávaním sa ukázalo, že ide o integrované časové rady typu $I(1)$, čo znamená, 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 a spolu s ekonomickou teóriou tvorili východisko pre špecifikáciu jednorovnicových ekonometrických modelov a kvantifikáciu ich parametrov. Všetky modelové vzťahy majú tvar modelov s členom korigujúcim chyby (*Error Correction Models - ECM*). Parametre modelových vzťahov boli kvantifikované pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS), ktorá je implementovaná v programovom systéme *EViews* [5]. Na kvantifikáciu boli použité originálne časové rady v kombinácii so sezónnymi premennými.

² Štvrťročné časové rady vysvetľujúcich faktorov vznikli transformáciou z ich pôvodných, teda mesačných časových radov.

2.1 Metodologický postup konštrukcie a odhadu ECM s využitím kvantitatívnych časových radov

Metodologický postup konštrukcie a odhadu parametrov *ECM* je založený na algoritme, ktorý navrhli *R. Engle* a *C. Granger* [3]. Tvorí ho postupnosť dvoch krokov. V 1. kroku sa odhadne dlhodobý rovnovážny vzťah medzi (vecne príbuznými) nestacionárnymi premennými. V 2. kroku sa pomocou časového radu rezíduí vyplývajúceho z dlhodobého vzťahu - oneskoreného o jedno obdobie (štvrtrok) - odhadne ekonometrický model v tvare *ECM*, v ktorom je odchýlka od dlhodobej rovnováhy objavujúca sa v jednom období (štvrtroku) čiastočne korigovaná v nasledujúcom období (štvrtroku).

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

$$Y_t = a + b * X_t + u_t$$

kde

X je vektor vysvetľujúcich premenných

u_t je náhodná (reziduálna) premenná s nulovou strednou hodnotou a konštantným rozptylom, t.j. stacionárny časový rad

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

$$DY_t = c DX_t - l * u_{t-1}$$

resp.

$$DY_t = c DX_t - l * (Y_{t-1} - a - b * X_{t-1}) + e_t$$

kde

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

$$DX_t = X_t - X_{t-1}$$

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

Charakteristickou vlastnosťou modelov s členom korigujúcim chyby je skutočnosť, že na základe identifikovanej odchýlky od dlhodobej rovnováhy³, ktorá môže vzniknúť v určitom období (štvrtroku), sú schopné korigovať vývoj vysvetľovanej premennej v nasledujúcom období (štvrtroku). Predpokladá sa totiž, že parameter l je kladný, pričom jeho hodnota sa interpretuje ako časť odchýlky ("chyby") od dlhodobej rovnováhy v období $t-1$, pomocou ktorej sa koriguje vývoj vysvetľovanej premennej v období t .

2.2 Modelový aparát na rýchly odhad HDP v stálych a bežných cenách

Z metodologického hľadiska je tento modelový aparát vytvorený tak, že umožňuje zostaviť rýchly odhad HDP dvoma spôsobmi, a to buď priamo alebo nepriamo. V oboch prípadoch je výsledkom rýchly odhad HDP vyjadrený jednak v stálych cenách vypočítaných reťazením objemov, jednak v bežných cenách.

Priamy spôsob znamená, že rýchly odhad reálneho HDP je výsledkom aplikácie agregátneho modelového vzťahu, v ktorom je vývoj reálneho HDP vyjadrený v závislosti od vývoja jednej alebo viacerých relevantných vysvetľujúcich premenných kvantitatívneho charakteru. Jedná sa o také vysvetľujúce premenné, ktoré spravidla významným spôsobom determinujú vývoj reálneho HDP, a to buď z hľadiska ponuky (priemyselná produkcia a stavebná produkcia), alebo z hľadiska dopytu (maloobchodný obrat a vývoz tovarov). Pri priamom spôsobe je teda rýchly odhad HDP výsledkom aplikácie dvoch agregátnych modelových vzťahov, z ktorých jeden je špecifikovaný z hľadiska dopytu a druhý z hľadiska ponuky.

Pri nepriamom spôsobe je rýchly odhad reálneho HDP výsledkom aplikácie dezagregovaných modelových vzťahov. Tieto vzťahy vyjadrujú vývoj jednotlivých hlavných zložiek štruktúry tvorby reálneho HDP a štruktúry použitia reálneho HDP. Jedná sa teda o modelové vzťahy vysvetľujúce vývoj objemu produkcie, medzis potreby, pridanej hodnoty, čistých daní z produktov, konečnej spotreby domácností, konečnej spotreby verejnej správy, tvorby hrubého fixného kapitálu, vývozu tovarov a služieb a dovozu tovarov a služieb v závislosti od vývoja relevantného referenčného ukazovateľa kvantitatívneho charakteru. Rýchly odhad reálneho HDP je potom výsledkom agregácie rýchlych odhadov uvedených zložiek štruktúry jeho tvorby alebo

³ Odchýlky od dlhodobej rovnováhy, ktorá sa podľa ekonomickej teórie presadzuje vo vývoji premenných X_t a Y_t , reprezentuje časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

zložiek štruktúry jeho použitia v stálych cenách (a exogénne zadaného expertného odhadu zmeny stavu zásob v danom štvrťroku). Pri zostavovaní rýchleho odhadu HDP v stálych cenách možno využiť obidva uvedené spôsoby, t.j. priamy aj nepriamy, súčasne.

Zostavenie rýchleho odhadu HDP v bežných cenách si vyžaduje vytvoriť ešte modelový aparát vyjadrujúci vývoj deflátoru HDP a vývoj deflátorov jednotlivých zložiek štruktúry tvorby HDP a štruktúry použitia HDP v závislosti od vývoja relevantných referenčných ukazovateľov kvantitatívneho charakteru. Rýchle odhady HDP a jeho jednotlivých zložiek v bežných cenách vzniknú na základe rýchlych odhadov HDP a jeho zložiek v stálych cenách a 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 alebo zložiek štruktúry jeho použitia v bežných cenách (a exogénne zadaného expertného odhadu zmeny stavu zásob v bežných cenách v danom štvrťroku)⁴.

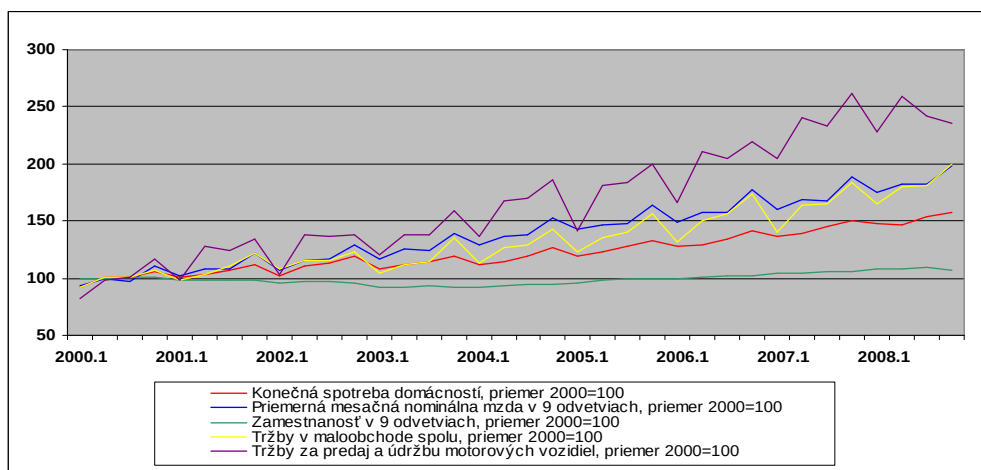
2.3 Modelové vzťahy na rýchly odhad zložiek použitia HDP

2.3.1 Modelový vzťah pre konečnú spotrebu domácností

Konstruktia tohto modelového vzťahu je založená na skúmaní štatistickej závislosti medzi vývojom konečnej spotreby domácností (KSD) v stálych cenách a vývojovými tendenciami takých odvetvových resp. makroekonomických ukazovateľov, o ktorých sú štatistické údaje k dispozícii na mesačnej báze, pričom sa predpokladá, že významným spôsobom determinujú vývoj KSD. V tejto súvislosti prichádzajú do úvahy štyri odvetvové ukazovatele, a to priemerná mesačná nominálna mzda v 9 odvetviach (W9), zamestnanosť v 9 odvetviach (LD9), tržby za predaj a údržbu motorových vozidiel (RS50P) a tržby v maloobchode spolu (RS52P), ktoré možno použiť ako vysvetľujúce faktory pre modelové zobrazenie vývoja KSD. Tesnosť závislosti medzi časovým radom KSD (CBI) a časovými radmi uvedených štyroch ukazovate-

⁴ Vzhľadom na rozdielny metodologický postup je veľmi pravdepodobné, že rýchly odhad HDP v stálych a bežných cenách získaný priamym spôsobom nebude totožný s rýchlym odhadom získaným nepriamym spôsobom. Inými slovami povedané, aplikáciou modelového aparátu vznikne namiesto bodového rýchleho odhadu HDP intervalový rýchly odhad HDP. Za bodový rýchly odhad HDP možno považovať stred získaného intervalu.

Ľov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 1⁵.



Obr. 1

Z obr. 1 aj z výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že medzi vývojom KSD a vývojom každého z uvedených štyroch ukazovateľov existuje v danom období veľmi vysoká štatistická závislosť. Časový rad KSD vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s časovým radom W9⁶ - koeficient korelácie vypočítaný z 36 štvrťročných pozorovaní má hodnotu 0.984. Porovnateľne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi KSD a RS50P resp. medzi KSD a RS52P, pretože koeficient korelácie (ďalej označovaný R) má hodnotu 0.965 resp. 0.977. Medzi KSD a LD9 je úroveň korelácie síce najnižšia ($R=0.705$), v štatistickom slova zmysle však ide o vysokú mieru závislosti. Nižšia úroveň korelácie je v tomto prípade spôsobená najmä tým, že vývoj zamestnanosti v 9 odvetviach nepodlieha vplyvu sezónnosti do takej miery ako vývoj ostatných štyroch ukazovateľov.

Výsledky korelačnej analýzy tvorili nielen východisko, ale aj vodítko konštrukcie modelového vzťahu pre KSD. Pripomíname, že vzhľadom na nestacionaritu týchto časových radov sa jeho konštrukcia uskutočnila v dvoch krokoch. Účelom 1. kroku bolo nájsť a na základe časových radov za obdobie 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 kvantifikovať parametre dlhodobého rovnovážneho vzťahu vyjadrujúceho závislosť vývoja KSD od vývoja štatisticky významných vysvetľujúcich faktorov. Rezíduá

⁵ Ide o časové rady základných indexov týchto 5 ukazovateľov, ktoré sú odvodené z ich pôvodných časových radov (priemer roku 2000=100).

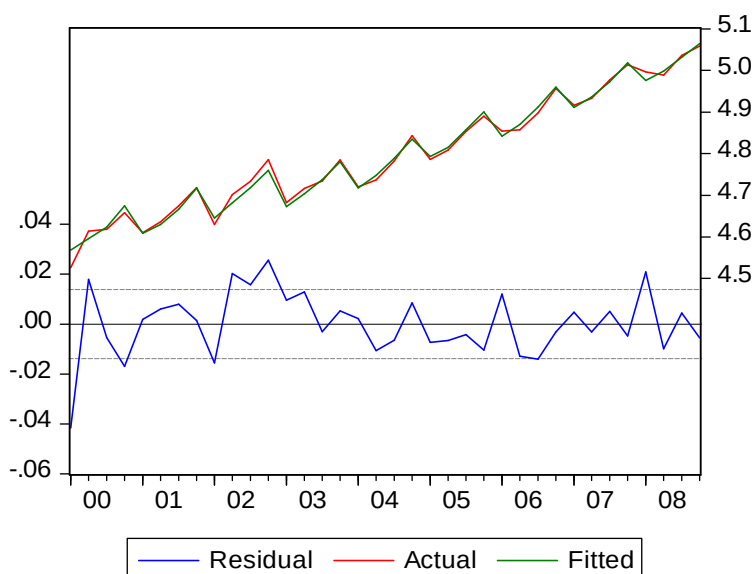
⁶ Jedná sa o týchto 9 odvetví: priemysel, stavebníctvo, predaj a údržba vozidiel, veľkoobchod, maloobchod, hotely a reštaurácie, doprava a skladovanie, pošty a telekomunikácie, nehnuteľnosti, prenájom, obchodné činnosti a ostatné služby.

vyplývajúce z dlhodobého vzťahu, ktoré predstavujú modelom identifikované odchýlky od rovnováhy, boli v 2. kroku využité na konštrukciu a kvantifikáciu hľadaného modelového vzťahu pre KSD v tvare *ECM*.

Proces konštrukcie dlhodobého rovnovážneho vzťahu bol procesom štatistickej verifikácie viacerých obsahovo rozdielne formulovaných hypotéz o determinatoch vývoja KSD. Prezentať a interpretovať však budeme len výsledný dlhodobý rovnovážny vzťah spolu s konečným tvarom *ECM*, a to vo forme, ktorú poskytuje použitý programový systém *EViews*⁷.

Dependent Variable: LOG(CBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(CBI)=C(1)+C(2)*LOG((W9BI*LD9BI)/CPIBI)+C(3)*TIME
+C(4)*SD3+C(5)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.141619	0.193736	16.21602	0.0000
C(2)	0.313887	0.043061	7.289277	0.0000
C(3)	0.009678	0.000463	20.90240	0.0000
C(4)	0.027000	0.005696	4.739830	0.0000
C(5)	0.031020	0.007205	4.305109	0.0002
R-squared	0.991327	Mean dependent var	4.798086	
Adjusted R-squared	0.990208	S.D. dependent var	0.140013	
S.E. of regression	0.013855	Akaike info criterion	-5.592113	
Sum squared resid	0.005951	Schwarz criterion	-5.372180	
Log likelihood	105.6580	Durbin-Watson stat	1.855922	



⁷ Rovnakým spôsobom budeme postupovať aj pri prezentácii a interpretácii výsledkov modelovania ostatných ukazovateľov. Označenie "BI" v názve premennej znamená, že sa jedná o jej bázičný index so základom priemer roku 2000=100.

Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že vývoj objemu KSD je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne závislý predovšetkým od reálnej kúpyschopnosti obyvateľstva, ktorá je aproximovaná prostredníctvom tzv. reálnej mzdovej bázy. Jedná sa však o reálnu kúpyschopnosť v užšom zmysle, pretože mzdová báza je odvodená z vývoja miezd a zamestnanosti v 9 odvetviach⁸. Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME) aproximujúci súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj KSD. Ide najmä o vplyv tej časti kúpyschopného dopytu obyvateľstva, ktorá je generovaná vývojom miezd a zamestnanosti v ostatných odvetviach slovenskej ekonomiky. Sezónne premenné SD3 a SD4, ako pomocné vysvetľujúce faktory v tomto modelovom vzťahu, vyjadrujú explicitne tú časť pravidelného sezónneho rastu KSD v 3. a 4. štvrťroku, ktorá nie je vysvetlená sezónnym rastom reálnej kúpyschopnosti obyvateľstva (v užšom zmysle).

Uvedený modelový vzťah spĺňa všetky predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom KSD a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 99% rozptylu vo vývoji reálnej KSD v analyzovanom období. Na základe hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (1.86) možno konštatovať, že rezíduá (odchýlky od dlhobehovej rovnováhy) nie sú vzájomne autokorelované.

Vzhľadom na to, že dlhodobý rovnovážny vzťah je odhadnutý v log-lineárnom tvare, parameter $c(2)$ má charakter dlhobehovej relatívnej elasticity závisle premennej, t.j. KSD, na jednotkovú relatívnu zmenu reálnej mzdovej bázy (*ceteris paribus*). Parameter $c(2)$ teda znamená, že pri zmene reálnej mzdovej bázy o 1% sa KSD zmení cca o 0.3% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že všetky ostatné (bližšie nešpecifikované faktory) zvyšovali v analyzovanom období rast KSD cca o 1.0% štvrťročne resp. o 4.0% ročne. Keďže parametre sezónnych premenných $c(4)$ a $c(5)$ sú kladné, pre vývoj objemu KSD je charakteristický pravidelný sezónny nárast v (každom) 3. a 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

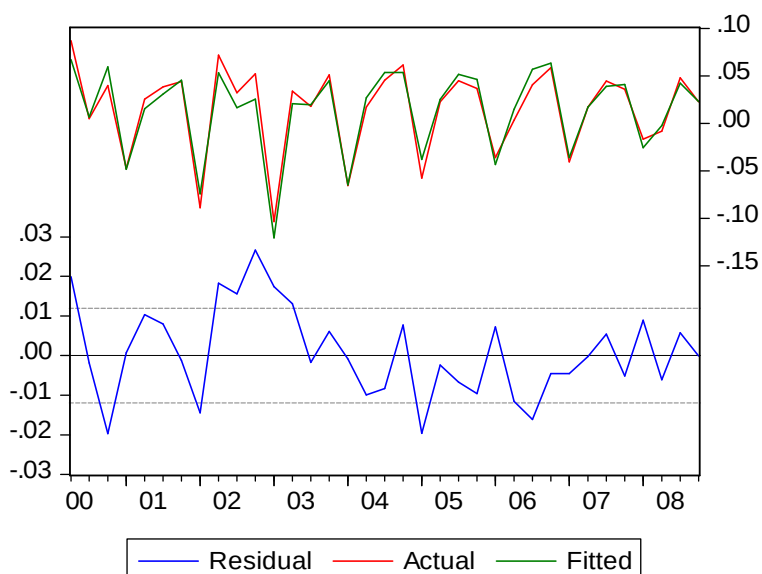
Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe totiž vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDCBI) odvodený z

⁸ Reálna mzdová báza je generovaná vývojom priemernej mesačnej nominálnej mzdy (W9BI) a zamestnanosti (LD9BI) v 9 odvetviach a vývojom inflácie, ktorá je meraná indexom spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPIBI).

dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu KSD z krátkodobého hľadiska⁹. Výsledky jeho kvantifikácie sú nasledovné:

Dependent Variable: DLOG(CBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(CBI)=C(2)*DLOG((W9BI*LD9BI)/CPIBI)+C(3)*RESIDCBI(-1)
+C(4)*D(SD3)+C(5)*SD3(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.453846	0.029287	15.49658	0.0000
C(3)	-0.993855	0.157687	-6.302709	0.0000
C(4)	0.036638	0.003989	9.185928	0.0000
C(5)	0.036527	0.006354	5.748688	0.0000
R-squared	0.937946	Mean dependent var		0.015217
Adjusted R-squared	0.931941	S.D. dependent var		0.045784
S.E. of regression	0.011944	Akaike info criterion		-5.909927
Sum squared resid	0.004423	Schwarz criterion		-5.732173
Log likelihood	107.4237	Durbin-Watson stat		1.394760



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež dostatočne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu korekcie chyby, teda

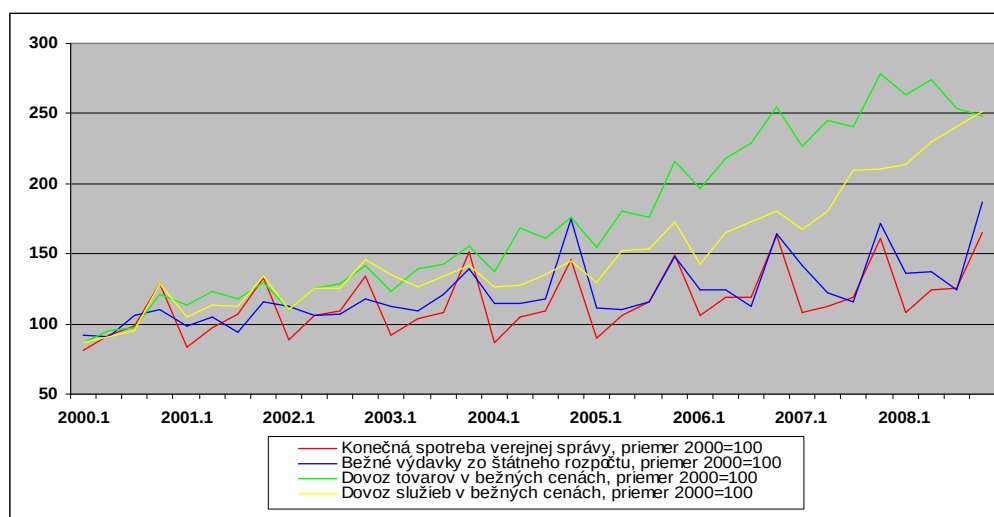
⁹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu KSD možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(CBI,0,1)=LOG(CBI)-LOG(CBI(-1))=(CBI-CBI(-1))/CBI(-1)$.

korekcie odchýlok od dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Keďže hodnota parametra korekčného člena je veľmi blízka 1, znamená to, že odchýlka od rovnováhy identifikovaná v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná takmer úplne (na 100%).

Pre vysvetlenie krátkodobého vývoja KSD sú štatisticky významné krátkodobé (medzikvartálne) zmeny reálnej mzdovej bázy v 9 odvetviach. Krátkodobá elasticita KSD na krátkodobé zmeny v reálnej mzdovej báze je v porovnaní s dlhodobou elasticitou cca o tretinu vyššia. Z krátkodobého hľadiska je vývoj KSD tiež významne determinovaný vplyvom sezónnosti, ale - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo sezónne zrýchlenie jej rastu identifikované len v 3. štvrtroku.

2.3.2 Modelový vzťah pre konečnú spotrebu verejnej správy

Na základe výsledkov experimentálnej konštrukcie a kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad konečnej spotreby verejnej správy (KSVS) v stálych cenách sa ukázalo, že štatisticky významnými vysvetľujúcimi faktormi sú tri makroekonomické ukazovatele, ktorých vývoj sa štatisticky sleduje s mesačnou periodicitou. Jedná sa o bežné výdavky zo štátneho rozpočtu (SBCUEP), dovoz tovarov (MGP) v bežných cenách a dovoz služieb (MSP) v bežných cenách. Závislosť medzi časovým radom KSVS (GBI) a časovými radmi uvedených troch ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrtrok 2000 až 4. štvrtrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 2.



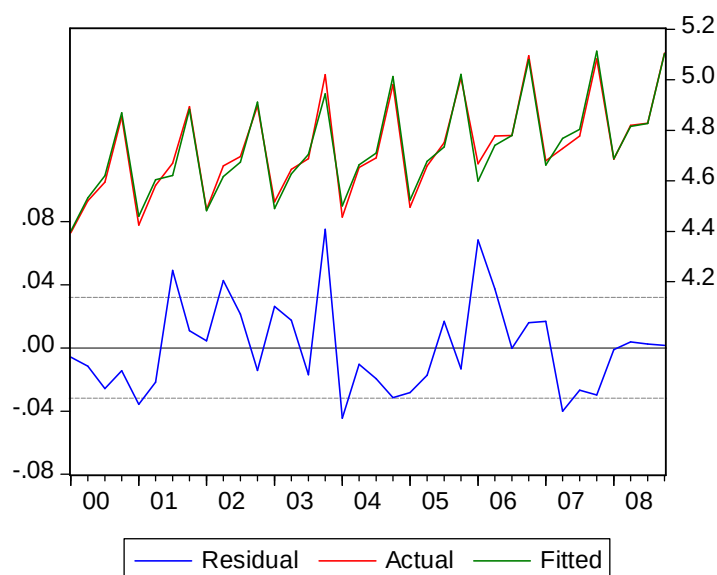
Obr. 2

Z obr. 2 aj z výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že časový rad KSVS vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s časovým radom SBCUEP ($R=0.822$). Pomerne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi KSVS a MGP ($R=0.588$) resp. medzi KSVS a MSP ($R=0.595$). Nižšia úroveň korelácie je v týchto dvoch prípadoch spôsobená najmä tým, že sezónnosť ovplyvňuje vývoj dovozu tovarov a dovozu služieb v podstatne menšom rozsahu ako ovplyvňuje vývoj KSVS alebo vývoj SBCUEP. Ukazuje sa teda, že SBCUEP by mali byť hlavným vysvetľujúcim faktorom pre modelové zobrazenie vývoja KSVS.

Dependent Variable: LOG(GBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(GBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(SBCUEPBI/CPIBI)} + C(3) * \text{LOG(MGPBI/CPIBI)} + C(4) * \text{TIME} + C(5) * \text{SD1} + C(6) * \text{SD3} + C(7) * \text{SD4}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.558446	0.015239	299.1241	0.0000
C(2)	0.217779	0.080104	2.718704	0.0109
C(3)	0.209899	0.082400	2.547310	0.0164
C(4)	0.004420	0.001582	2.793159	0.0091
C(5)	-0.118602	0.016541	-7.170253	0.0000
C(6)	0.047882	0.015319	3.125562	0.0040
C(7)	0.240264	0.025646	9.368497	0.0000
R-squared	0.976942	Mean dependent var	4.729209	
Adjusted R-squared	0.972171	S.D. dependent var	0.191425	
S.E. of regression	0.031934	Akaike info criterion	-3.877648	
Sum squared resid	0.029573	Schwarz criterion	-3.569742	
Log likelihood	76.79767	Durbin-Watson stat	1.808920	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že vývoj objemu KSVS je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný bežnými výdavkami zo štátneho rozpočtu a dovozom tovarov. Obidva vysvetľujúce faktory sú vyjadrené v podobe objemov, ktoré sú aproximatívne odvodené z ich nominálnych hodnôt a vývoja inflácie meranej indexom spotrebiteľských cien tovarov a služieb. Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME) aproximujúci súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj KSVS. Sezónne premenné vyjadrujú explicitne tú časť sezónneho poklesu KSVS v 1. štvrťroku (SD1) a sezónneho rastu KSVS v 3. a 4. štvrťroku (SD3, SD4), ktorá nie je vysvetlená sezónnosťou vo vývoji dvoch hlavných vysvetľujúcich faktorov.

Uvedený modelový vzťah spĺňa všetky predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom KSVS a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 97% rozptylu vo vývoji reálnej KSVS v analyzovanom období. Na základe hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (1.81) možno konštatovať, že rezíduá (odchýlky od dlhodobej rovnováhy) nie sú vzájomne autokorelované.

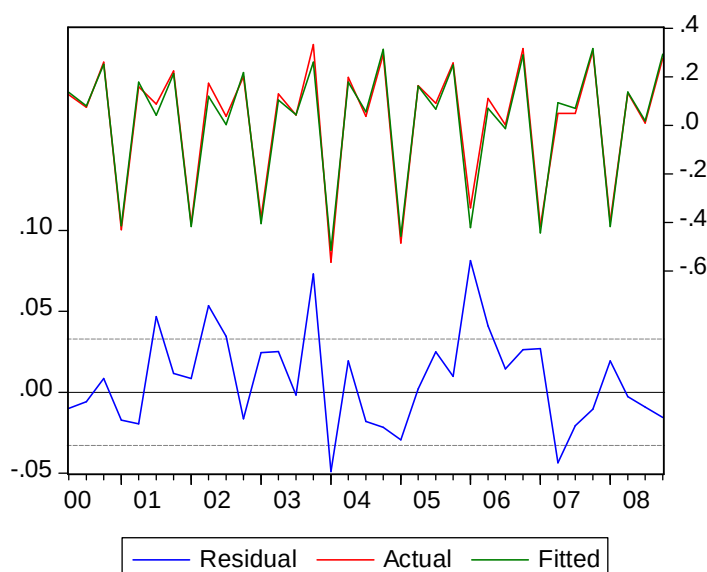
Parametre $c(1)$ až $c(7)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene objemu bežných výdavkov zo štátneho rozpočtu resp. objemu dovozu tovarov o 1% sa KSVS zmení v oboch prípadoch cca o 0.2% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že všetky ostatné (bližšie nešpecifikované) faktory zvyšovali v analyzovanom období rast KSVS cca o 0.4% štvrťročne resp. o 1.6% ročne. Vzhľadom na to, že parameter $c(5)$ je záporný a parametre $c(6)$ a $c(7)$ sú kladné, pre vývoj objemu KSVS v analyzovanom období je charakteristický jednak pravidelný sezónny pokles v (každom) 1. štvrťroku, jednak pravidelný sezónny nárast v (každom) 3. a 4. štvrťroku.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDGBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu KSVS z krátkodobého hľadiska¹⁰.

¹⁰ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu KSVS možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(GBI,0,1)=LOG(GBI)-LOG(GBI(-1))=(GBI-GBI(-1))/GBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(GBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
$$\text{DLOG(GBI)} = \text{C}(2) * \text{DLOG}(\text{SBCUEPBI/CPIBI}) + \text{C}(3) * \text{RESIDGBI}(-1) + \text{C}(4) * \text{D}(\text{SD1}) + \text{C}(5) * \text{D}(\text{SD3}) + \text{C}(6) * \text{D}(\text{SD4})$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.185077	0.053445	3.462927	0.0016
C(3)	-0.949202	0.191042	-4.968541	0.0000
C(4)	-0.135882	0.009669	-14.05319	0.0000
C(5)	0.041823	0.009544	4.382135	0.0001
C(6)	0.261845	0.016916	15.47907	0.0000
R-squared	0.986425	Mean dependent var	0.020307	
Adjusted R-squared	0.984615	S.D. dependent var	0.264766	
S.E. of regression	0.032840	Akaike info criterion	-3.862751	
Sum squared resid	0.032355	Schwarz criterion	-3.640558	
Log likelihood	72.59814	Durbin-Watson stat	1.756930	



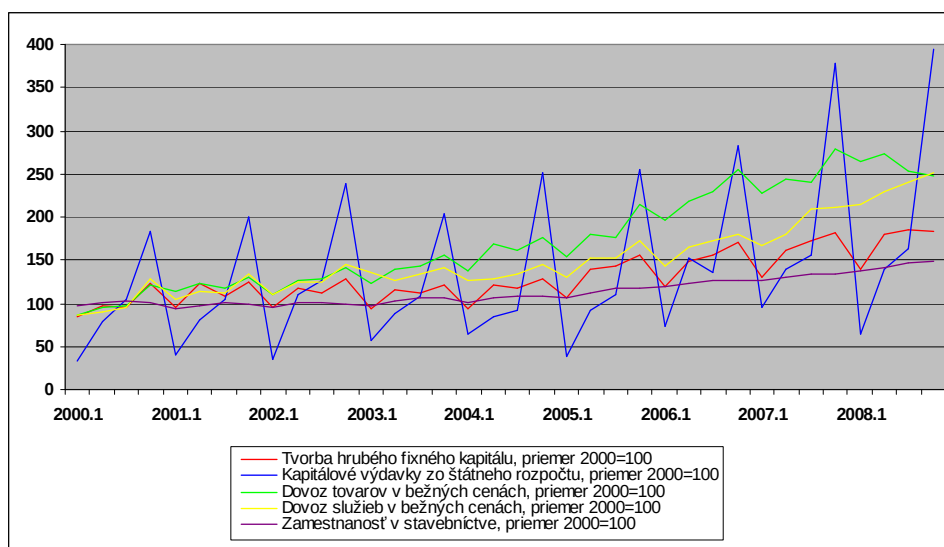
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný, čo poukazuje na funkčnosť mechanizmu korekcie odchýlky od dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Hodnota parametra korekčného člena je veľmi blízka 1, čo znamená, že odchýlka od rovnováhy objavujúca sa v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná takmer úplne (na 100%).

Na rozdiel od dlhodobého vzťahu sú pre vysvetlenie krátkodobého vývoja KSVS štatisticky významné len krátkodobé (medzikvartálne) zmeny objemu bežných

výdavkov zo štátneho rozpočtu. Krátkodobá elasticita KSVS na krátkodobé zmeny vo vývoji objemu bežných výdavkov zo štátneho rozpočtu sa od dlhodobej elasticity výrazne neodlišuje. Z krátkodobého hľadiska je vývoj KSVS tiež významne determinovaný vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bol identifikovaný sezónny pokles jej rastu v (každom) 1. štvrťroku a sezónne zrýchlenie jej rastu v (každom) 3. a 4. štvrťroku.

2.3.3 Modelový vzťah pre tvorbu hrubého fixného kapitálu

Z výsledkov experimentálnej konštrukcie a kvantifikácie modelového vzťahu pre rýchly odhad tvorby hrubého fixného kapitálu (THFK) v stálych cenách vyplýva, že štatisticky významnými vysvetľujúcimi faktormi sú štyri ukazovatele, z ktorých tri sú makroekonomické a jeden je odvetvový. Jedná sa o kapitálové výdavky zo štátneho rozpočtu (SBCAEP), dovoz tovarov (MGP) a dovoz služieb (MSP) v bežných cenách a zamestnanosť v stavebníctve (LDST). Tesnosť závislosti medzi časovým radom THFK (IBI) a časovými radmi uvedených štyroch ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 3.



Obr. 3

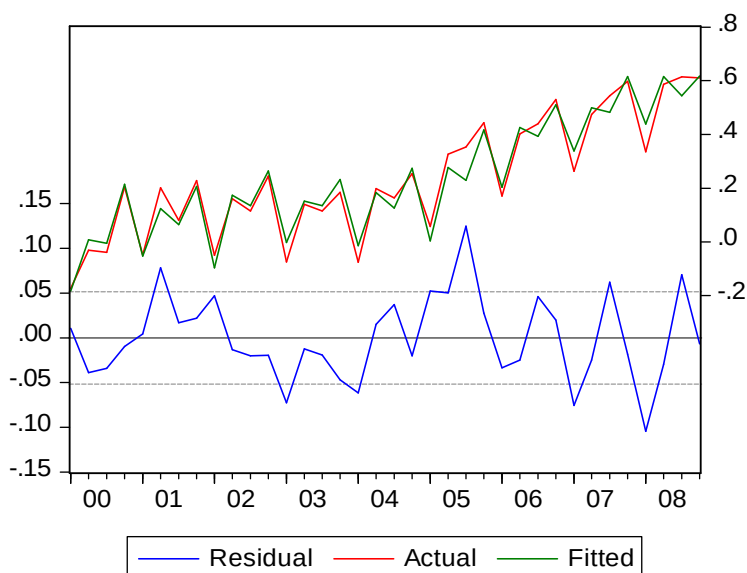
Už z vizuálneho posúdenia je zrejmé, že vývojová tendencia THFK vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s vývojom všetkých štyroch vysvetľujúcich faktorov. Toto konštatovanie potvrdzujú výsledky korelačnej analýzy, keďže medzi THFK a

dovozom tovarov je $R=0.906$ a medzi THFK a dovozom služieb je $R=0.920$. Porovnateľne vysoká úroveň korelácie existuje aj medzi THFK a LDST, pretože $R=0.893$. Medzi THFK a SBCEAP je úroveň korelácie síce najnižšia ($R=0.687$), v štatistickom slova zmysle sa však jedná o vysokú závislosť. Nižšia úroveň korelácie je v tomto prípade spôsobená najmä tým, že vývoj kapitálových výdavkov zo štátneho rozpočtu podlieha vplyvu sezónnosti podstatne viac ako vývoj ostatných štyroch ukazovateľov.

Dependent Variable: LOG(IBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(IBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(SBCEAPBI/CPIBI)} + C(3) * \text{LOG(MGPBI/CPIBI)} + C(4) * \text{LOG(MSPBI/CPIBI)} + C(5) * \text{LOG(LDSTBI)} + C(6) * \text{SD2}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.858053	0.783590	3.647384	0.0010
C(2)	0.083803	0.019429	4.313316	0.0002
C(3)	0.459557	0.111606	4.117669	0.0003
C(4)	0.285967	0.114722	2.492686	0.0184
C(5)	0.382228	0.172296	2.218437	0.0342
C(6)	0.066737	0.020317	3.284757	0.0026
R-squared	0.953309	Mean dependent var	4.842648	
Adjusted R-squared	0.945527	S.D. dependent var	0.220799	
S.E. of regression	0.051533	Akaike info criterion	-2.942160	
Sum squared resid	0.079671	Schwarz criterion	-2.678240	
Log likelihood	58.95888	Durbin-Watson stat	1.482337	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že vývoj objemu THFK je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný vývojom všetkých štyroch vysvetľujúcich faktorov. Hodnotové vysvetľujúce faktory sú vyjadrené v podobe objemov, ktoré sú aproximatívne odvodené z ich nominálnych hodnôt a vývoja inflácie meranej inde-

xom spotrebiteľských cien tovarov a služieb. Štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je však aj sezónna premenná vyjadrujúca explicitne tú časť sezónneho rastu THFK v 2. štvrťroku (SD2), ktorá nie je vysvetlená sezónnosťou vo vývoji štyroch hlavných vysvetľujúcich faktorov.

Uvedený modelový vzťah spĺňa všetky predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom THFK a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 95% rozptylu vo vývoji reálnej THFK v analyzovanom období. Na základe hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (1.48) možno konštatovať, že rezíduá (odchýlky od dlhodobej rovnováhy) nie sú vzájomne autokorelované.

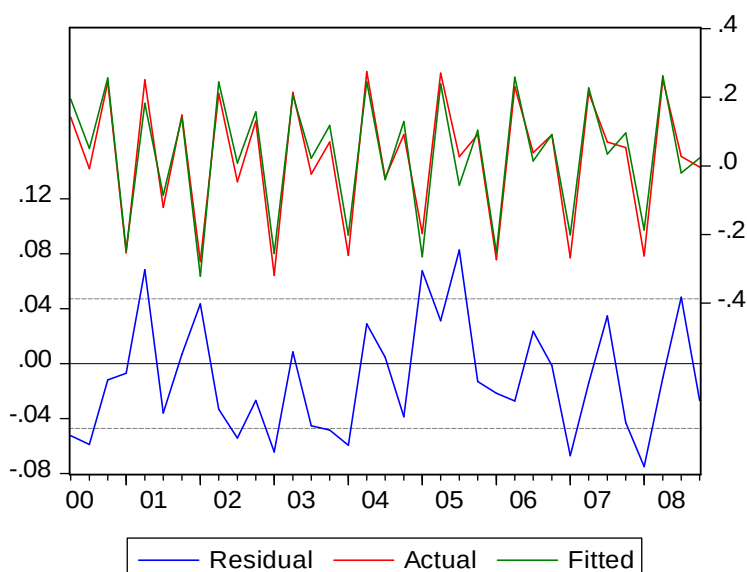
Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Z parametrov $c(2)$ až $c(5)$ vyplýva, že vplyvom zmeny objemu každého zo štyroch hlavných vysvetľujúcich faktorov o 1% sa objem THFK tiež zmení (*ceteris paribus*), ale diferencovaným spôsobom. Kým relatívne najväčšie zmeny vo vývoji THFK sú výsledkom zmien v dovoze tovarov, naopak, relatívne najmenšie zmeny jej vývoja súvisia so zmenami kapitálových výdavkov zo štátneho rozpočtu. Zmena objemu dovozu tovarov o 1% totiž vedie k zmene THFK takmer o 0.5% (*ceteris paribus*), zatiaľ čo zmena objemu kapitálových výdavkov zo štátneho rozpočtu o 1% má za následok zmenu THFK o menej ako 0.1% (*ceteris paribus*). Kladná hodnota parametra $c(6)$ znamená, že objem THFK sa v analyzovanom období vyznačuje pravidelným sezónnym nárastom v (každom) 2. štvrťroku, ktorý je intenzívnejší ako sezónny nárast vysvetľujúcich faktorov.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe, vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDIBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, teda typu $I(0)$. Preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať determinanty vývoja THFK z krátkodobého hľadiska¹¹. Výsledky kvantifikácie modelového vzťahu v tvare *ECM* sú nasledovné:

¹¹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu THFK možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(IBC,0,1)=LOG(IBC)-LOG(IBC(-1))=(IBC-IBC(-1))/IBC(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(IBC)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
$$\text{DLOG(IBC)} = \text{C}(2) * \text{DLOG(MGPBI/CPIBI)} + \text{C}(3) * \text{DLOG(MSPBI/CPIBI)} + \text{C}(4) * \text{DLOG(SBCAEP/CPIBI)} + \text{C}(5) * \text{RESIDIBC}(-1) + \text{C}(6) * \text{D(SD2)} + \text{C}(7) * \text{SD2}(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.471549	0.147427	3.198531	0.0033
C(3)	0.281367	0.119969	2.345329	0.0261
C(4)	0.092025	0.017654	5.212532	0.0000
C(5)	-0.737205	0.186638	-3.949918	0.0005
C(6)	0.082738	0.019344	4.277275	0.0002
C(7)	0.057239	0.024651	2.322001	0.0275
R-squared	0.945817	Mean dependent var	0.022378	
Adjusted R-squared	0.936475	S.D. dependent var	0.186874	
S.E. of regression	0.047100	Akaike info criterion	-3.118272	
Sum squared resid	0.064335	Schwarz criterion	-2.851641	
Log likelihood	60.56975	Durbin-Watson stat	1.656203	

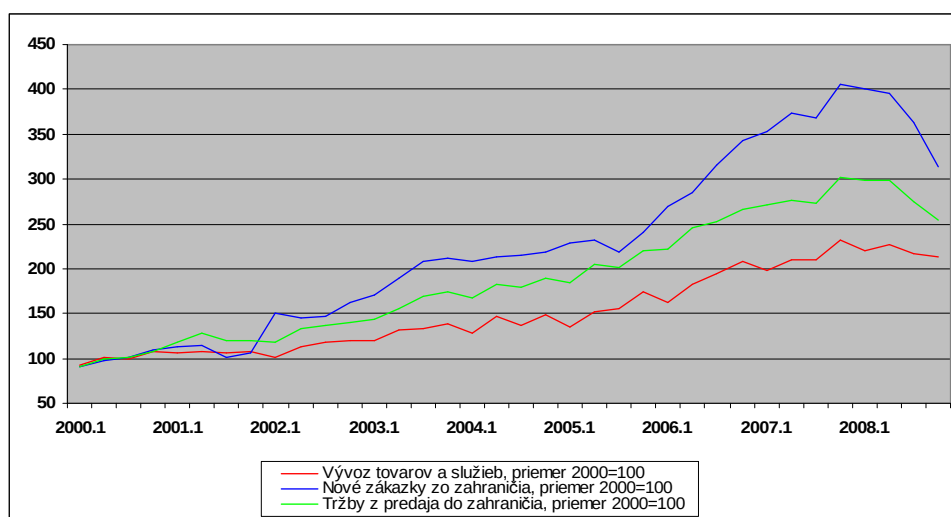


Hodnoty štatistických testovacích charakteristík, ale aj grafické zobrazenie výsledkov odhadu svedčia o tom, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká, pričom všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný, čo poukazuje na funkčnosť mechanizmu korekcie chyby, teda korekcie odchýlky od dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Vzhľadom na to, že hodnota parametra korekčného člena je veľmi blízka 0.75, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná takmer z troch štvrtín (cca na 75%).

Ukázalo sa, že pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji THFK nie sú štatisticky významné krátkodobé (medzikvartálne) zmeny zamestnanosti v stavebníctve. Avšak krátkodobé zmeny ostatných troch vysvetľujúcich faktorov, ktoré vystupujú v dlhodobom rovnovážnom vzťahu, sú pre vysvetlenie krátkodobého vývoja THFK štatisticky významné. Zaujímavý je tiež poznatok, že dlhodobé a krátkodobé elasticity THFK na krátkodobé zmeny vo vývoji týchto troch vysvetľujúcich faktorov sú takmer rovnaké. Z krátkodobého hľadiska je vývoj THFK významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bolo identifikované sezónne zrýchlenie jej rastu v (každom) 2. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.3.4 Modelový vzťah pre vývoz tovarov a služieb

Experimentálna konštrukcia a kvantifikácia modelového vzťahu pre rýchly odhad vývozu tovarov a služieb (EGS) v stálych cenách ukázala, že hlavným štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom môžu byť buď tržby z predaja do zahraničia (TREXP) alebo nové zákazky zo zahraničia (NOEXP) v bežných cenách. Tesnosť závislosti medzi časovým radom celkového vývozu (EGSBI) a časovými radmi uvedených dvoch ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 4.



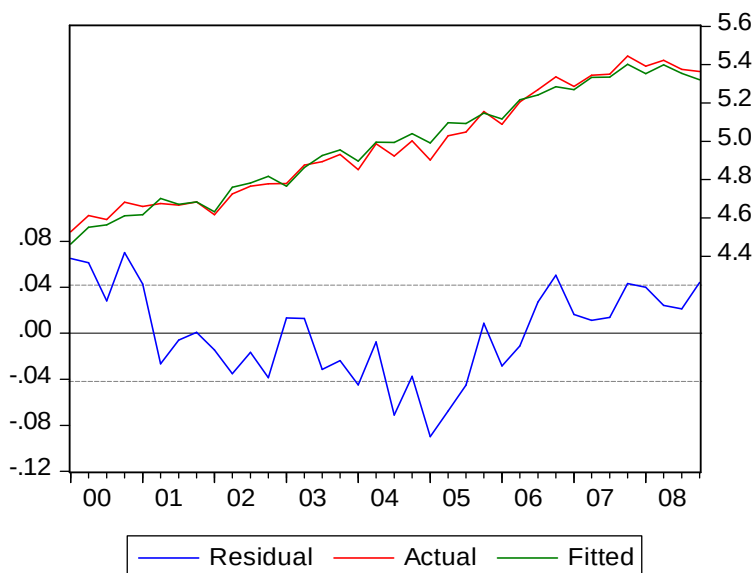
Obr. 4

Z obr. 4 je zrejmé, že vývojové tendencie všetkých troch ukazovateľov vykazujú navzájom veľmi vysokú tesnosť závislosti. Výsledky korelačnej analýzy však ukázali, že tesnosť závislosti medzi vysvetľujúcimi faktormi je dokonca vyššia ($R=0.990$)

ako tesnosť závislosti medzi celkovým vývozom a novými zákazkami zo zahraničia ($R=0.980$) resp. medzi celkovým vývozom a tržbami z predaja do zahraničia ($R=0.989$). Vzhľadom na to, že veľmi vysoká tesnosť závislosti medzi vysvetľujúcimi faktormi spôsobuje komplikácie pri kvantifikácii parametrov (problém multikolinearity), nie je možné použiť ich v jednom modelovom vzťahu súčasne. Východiskom pre konštrukciu tohto modelového vzťahu sa stali - kvôli vyššej korelácii s vývojom celkového vývozu - tržby z predaja do zahraničia.

Dependent Variable: LOG(EGSBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
 $\text{LOG(EGSBI)} = \text{C}(1) + \text{C}(2) * \text{LOG(TREXPBI/PPIBI)} + \text{C}(3) * \text{TIME} + \text{C}(4) * \text{SD1}$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.537995	0.014688	308.9682	0.0000
C(2)	0.579740	0.112657	5.146041	0.0000
C(3)	0.013605	0.002600	5.232857	0.0000
C(4)	-0.039899	0.016317	-2.445266	0.0202
R-squared	0.980636	Mean dependent var	4.978999	
Adjusted R-squared	0.978821	S.D. dependent var	0.287410	
S.E. of regression	0.041827	Akaike info criterion	-3.406112	
Sum squared resid	0.055984	Schwarz criterion	-3.230165	
Log likelihood	65.31001	Durbin-Watson stat	0.632441	



Výsledky kvantifikácie potvrdili, že vývoj objemu celkového vývozu je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný objemom tržieb z predaja do zahraničia, ktorý je odvodený z ich nominálnej hodnoty a zohľadnenia vplyvu vývoja cien priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPIBI). Ďalším štatisticky významným vy-

svetlujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných faktorov, hlavne vplyv vývozu služieb. Objem tržieb z predaja do zahraničia sa totiž - ako vysvetľujúci faktor - vzťahuje len k časti objemu celkového vývozu, ktorá sa týka vývozu tovarov¹². Sezónna premenná SD1 vyjadruje explicitne tú časť pravidelného sezónneho poklesu objemu celkového vývozu v 1. štvrťroku, ktorá nie je vysvetlená sezónnym poklesom objemu tržieb z predaja do zahraničia.

Uvedený modelový vzťah spĺňa všetky predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom celkového vývozu a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji objemu celkového vývozu v analyzovanom období. Parametre $c(1)$ až $c(4)$ dlhodobého modelového vzťahu predstavujú zložky hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ znamená, že pri zmene objemu tržieb z predaja do zahraničia o 1% sa objem celkového vývozu zmení cca o 0.6% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že všetky ostatné, bližšie nešpecifikované faktory, zvyšovali v analyzovanom období rast objemu celkového vývozu cca o 1.4% štvrťročne resp. o 5.6% ročne. Vzhľadom na to, že parameter $c(4)$ je záporný, bol pre vývoj objemu celkového vývozu v analyzovanom období charakteristický pravidelný sezónny pokles v (každom) 1. štvrťroku.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDEGSBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$ ¹³. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu celkového vývozu z krátkodobého hľadiska¹⁴. Jeho kvantifikácia poskytla nasledovné výsledky:

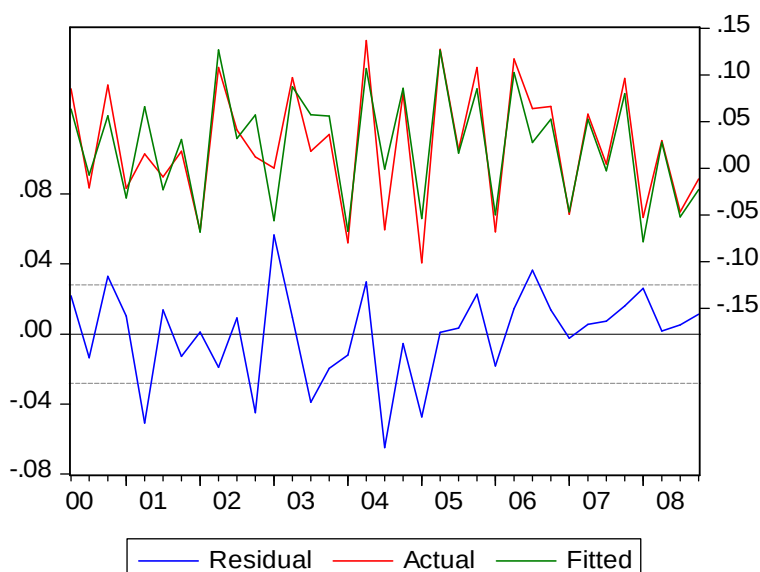
¹² Vývoz tovarov v bežných cenách má však na celkovom vývoze v bežných cenách dominantný podiel, ktorý má zároveň rastúcu tendenciu. Kým v rokoch 2000-2003, teda pred vstupom SR do EÚ, predstavoval tento podiel 84-86%, v rokoch 2004-2008, teda po vstupe SR do EÚ, dosahoval 87-90%. Z uvedeného vyplýva, že podiel vývozu služieb v bežných cenách na celkovom vývoze v bežných cenách sa znižuje.

¹³ Z hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (0.63) je - na rozdiel od predchádzajúcich modelových vzťahov - zrejmé, že rezíduá (odchýlky od dlhodobej rovnováhy) sú vzájomne autokorelované. Z hľadiska konštrukcie modelového vzťahu v tvare *ECM* je však rozhodujúca tá skutočnosť, že časový rad rezíduí je stacionárny.

¹⁴ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu EGSBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(EGSBI,0,1)=LOG(EGSBI)-LOG(EGSBI(-1))=(EGSBI-EGSBI(-1))/EGSBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(EGSBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
 $DLOG(EGSBI)=C(1)+C(2)*DLOG(TREXPBI/PPIBI)+C(3)*RESIDEGSBI(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)*D(SD4)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.012254	0.005000	2.450883	0.0203
C(2)	0.576460	0.099499	5.793639	0.0000
C(3)	-0.301360	0.122511	-2.459864	0.0199
C(4)	-0.035711	0.008594	-4.155419	0.0002
C(5)	0.019204	0.007842	2.448744	0.0204
R-squared	0.839688	Mean dependent var		0.023898
Adjusted R-squared	0.818313	S.D. dependent var		0.065916
S.E. of regression	0.028097	Akaike info criterion		-4.174772
Sum squared resid	0.023683	Schwarz criterion		-3.952580
Log likelihood	78.05852	Durbin-Watson stat		2.349989



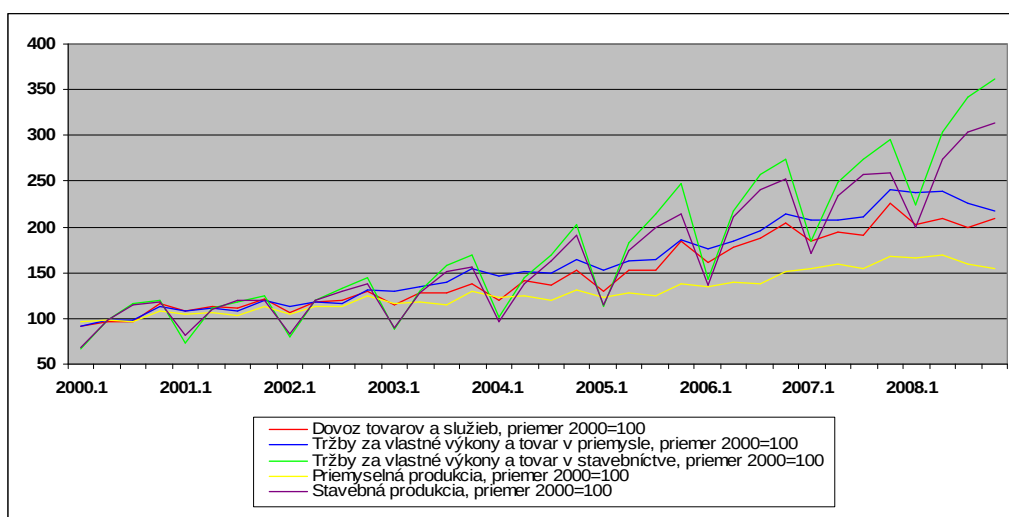
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.3, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z jednej tretiny (cca na 30%).

Ďalej možno konštatovať, že pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu celkového vývozu sú štatisticky významné krátkodobé zmeny objemu tržieb z predaja do zahraničia. Krátkodobá elasticita celkového vývozu na krátkodobé zmeny

vo vývoji tržieb z predaja do zahraničia je rovnaká ako dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu celkového vývozu významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom bolo identifikované nielen sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 1. štvrťroku, ale - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - aj sezónne zrýchlenie jeho rastu vo 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.3.5 Modelový vzťah pre dovoz tovarov a služieb

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu pre rýchly odhad dovozu tovarov a služieb (MGS) v stálych cenách boli štyri ukazovatele, ktoré prichádzajú do úvahy ako hlavné vysvetľujúce faktory. Ide o ukazovatele charakterizujúce vývoj v priemysle a stavebníctve, teda v dvoch odvetviach, ktorých výkonnosť je do značnej miery podmienená dovozom. Menovite sa jedná o tržby za vlastné výkony a tovar v priemysle (TRINDP) resp. v stavebníctve (TRCONP) v bežných cenách a o index priemyselnej produkcie (IPP) resp. stavebnú produkciu (CONP) v bežných cenách. Tesnosť závislosti medzi časovým radom celkového dovozu (MGSBI) a časovými radmi uvedených štyroch ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 5.



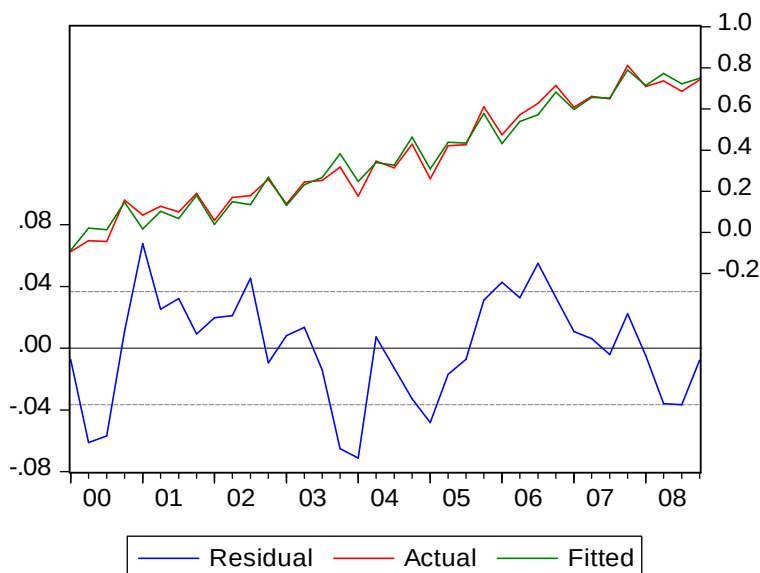
Obr. 5

Z obr. 5 vyplýva, že vývojová tendencia MGS vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s vývojom všetkých štyroch vysvetľujúcich faktorov. Podľa výsledkov korelačnej analýzy existuje najvyššia tesnosť závislosti medzi celkovým dovozom a trž-

bami za vlastné výkony a tovar v priemysle ($R=0.984$) resp. medzi celkovým dovozom a produkciou priemyslu ($R=0.970$). Porovnateľne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi celkovým dovozom a tržbami za vlastné výkony a tovar v stavebníctve ($R=0.932$) resp. medzi celkovým dovozom a produkciou stavebníctva ($R=0.929$), pričom nižšia úroveň korelácie je v tomto prípade spôsobená najmä tým, že vývoj ukazovateľov stavebníctva podlieha vplyvu sezónnosti podstatne viac ako vývoj ukazovateľov priemyslu resp. vývoj celkového dovozu.

Dependent Variable: LOG(MGSBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(MGSBI)=C(1)+C(2)*LOG(TRINDPBI/PPIBI)+C(3)
*LOG(TRCONPBI/PPICBI)+C(4)*TIME+C(5)*SD3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.630380	0.014524	318.8005	0.0000
C(2)	0.628895	0.149651	4.202406	0.0002
C(3)	0.188280	0.036655	5.136600	0.0000
C(4)	0.009359	0.002090	4.477576	0.0001
C(5)	-0.036186	0.017169	-2.107663	0.0432
R-squared	0.982512	Mean dependent var	4.968585	
Adjusted R-squared	0.980256	S.D. dependent var	0.260336	
S.E. of regression	0.036581	Akaike info criterion	-3.650332	
Sum squared resid	0.041483	Schwarz criterion	-3.430398	
Log likelihood	70.70597	Durbin-Watson stat	0.850687	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj objemu celkového dovozu je z dlhodobého hľadiska ovplyvnený štatisticky významne objemom tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle a stavebníctve, ktoré sú odvodené z ich

nominálnych hodnôt prostredníctvom zohľadnenia vplyvu vývoja cien výrobcov v priemysle (PPIBI) a stavebníctve (PPICBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných faktorov, najmä vplyv generovaný potrebami ostatných odvetví ekonomiky (okrem priemyslu a stavebníctva) na dovoz tovarov a služieb. Sezónna premenná SD3 vyjadruje explicitne tú časť pravidelného sezónneho poklesu objemu celkového dovozu v 3. štvrťroku, ktorá nie je vysvetlená sezónnym poklesom objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle a stavebníctve.

Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom celkového dovozu a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji objemu celkového dovozu v analyzovanom období.

Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parametre $c(2)$ resp. $c(3)$ znamenajú, že vplyvom zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. v stavebníctve o 1% sa objem celkového dovozu zmení cca o 0.6% resp. o 0.2% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že ostatné odvetvia ekonomiky prispievali v analyzovanom období k rastu objemu celkového dovozu cca o 0.9% štvrťročne resp. o 3.6% ročne. Záporná hodnota parametra $c(5)$ znamená, že vývoj objemu celkového dovozu sa v analyzovanom období vyznačoval pravidelným sezónnym poklesom v (každom) 3. štvrťroku.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDMGsBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, čiže typu $I(0)$ ¹⁵. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu celkového dovozu z krátkodobého hľadiska¹⁶.

¹⁵ Z hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (0.85) vyplýva, že reziduá (odchýlky od dlhobohkej rovnováhy) sú - podobne ako v predchádzajúcom modelovom vzťahu pre celkový vývoz - vzájomne autokorelované. Z hľadiska konštrukcie modelového vzťahu v tvare *ECM* je však aj v tomto prípade rozhodujúca tá skutočnosť, že časový rad rezíduí je stacionárny.

¹⁶ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu MGSBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(MGSBI,0,1)=LOG(MGSBI)-LOG(MGSBI(-1))=(MGSBI-MGSBI(-1))/MGSBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(MGSBI)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 2000:2 2008:4

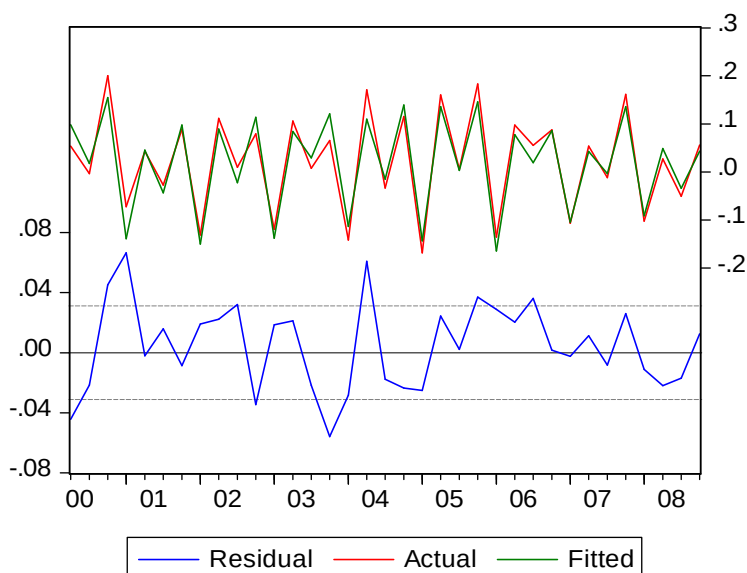
Included observations: 35 after adjusting endpoints

$DLOG(MGSBI) = C(2) * DLOG(TRINDPBI/PIPIBI) + C(3)$

$+ DLOG(TRCONPBI/PPICBI) + C(4) * RESIDMGSBI(-1)$

$+ C(5) * SD3 + C(6) * SD4$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.617253	0.160854	3.837351	0.0006
C(3)	0.181098	0.025100	7.215015	0.0000
C(4)	-0.417118	0.155265	-2.686482	0.0117
C(5)	-0.025454	0.011019	-2.309970	0.0280
C(6)	0.046137	0.016602	2.778962	0.0093
R-squared	0.917173	Mean dependent var		0.023861
Adjusted R-squared	0.906129	S.D. dependent var		0.101734
S.E. of regression	0.031169	Akaike info criterion		-3.967190
Sum squared resid	0.029146	Schwarz criterion		-3.744997
Log likelihood	74.42582	Durbin-Watson stat		1.612632



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu je zrejماً vysoká výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM*. Zároveň platí, že všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.4, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z dvoch pätín (cca na 40%).

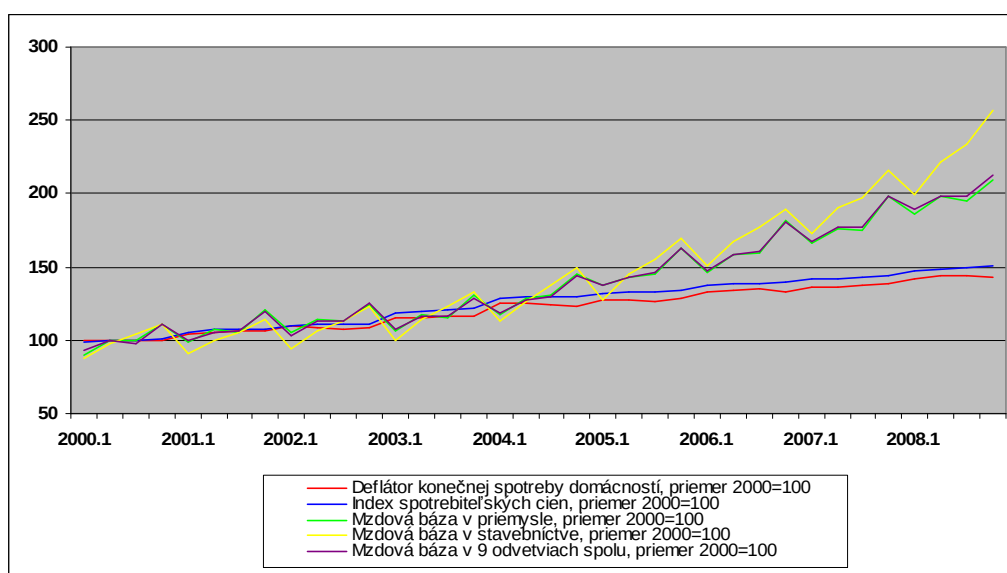
Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu celkového dovozu sú štatisticky významné krátkodobé zmeny objemu tržieb za vlastné výkony v priemysle i stavebníctve. Krátkodobé elasticity celkového dovozu na krátkodobé zmeny vo vý-

voji objemu tržieb za vlastné výkony v priemysle resp. v stavebníctve sú takmer identické s príslušnými dlhodobými elasticitami. Z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu celkového dovozu významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom bolo identifikované nielen sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 3. štvrťroku, ale - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - aj sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.4 Modelové vzťahy na rýchly odhad deflátorov zložiek použitia HDP

2.4.1 Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby domácností

Pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátor konečnej spotreby domácností je hlavným vysvetľujúcim faktorom index spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Ako vysvetľujúce faktory však prichádzajú do úvahy aj ukazovatele charakterizujúce vývoj miezd a zamestnanosti v priemysle, stavebníctve resp. v 9 odvetviach ako celku. Z nich totiž možno odvodiť tzv. mzdovú bázu, ktorá predstavuje potenciálny zdroj pre rast deflátor KSD (ako špecifického indikátora inflácie) zo strany dopytu. Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátor konečnej spotreby domácností (PCBI) a časovými radmi takto odvodených ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 6.

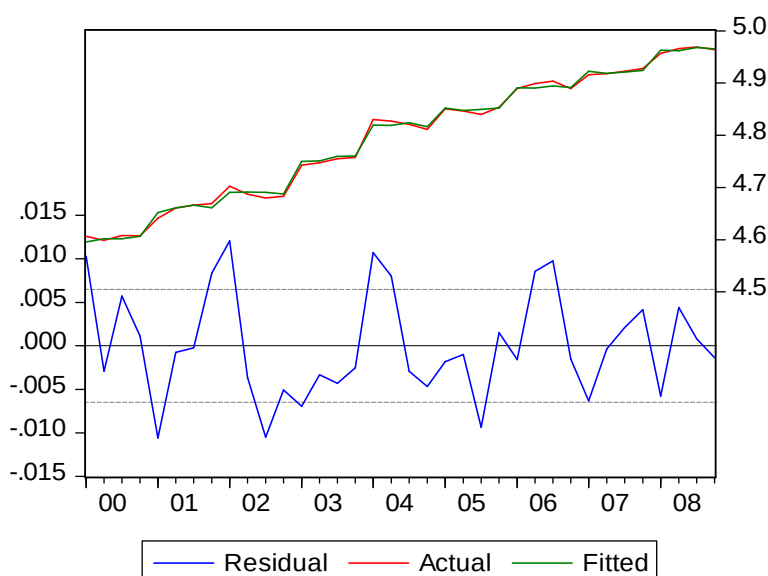


Obr. 6

Na základe obr. 6 aj výsledkov korelačnej analýzy možno konštatovať, že deflátor konečnej spotreby domácností vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s indexom spotrebiteľských cien ($R=0.997$). Veľmi vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi deflátorom konečnej spotreby domácností a ukazovateľmi tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.929$), v stavebníctve ($R=0.906$) a 9 odvetviach spolu ($R=0.932$). Mierne nižšia úroveň korelácie je v týchto troch prípadoch spôsobená najmä tým, že vývoj deflátoru konečnej spotreby domácností podlieha vplyvu sezónnosti podstatne menej ako vývoj daných troch ukazovateľov.

Dependent Variable: LOG(PCBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(PCBI)=C(1)+C(2)*LOG(CPIBI)+C(3)*LOG(W9BI*LD9BI)+C(4)*SD1+C(5)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.315666	0.046441	6.797170	0.0000
C(2)	0.765685	0.029768	25.72138	0.0000
C(3)	0.082633	0.017006	4.859025	0.0000
C(4)	0.011471	0.002770	4.141362	0.0002
C(5)	-0.015620	0.003079	-5.072950	0.0000
R-squared	0.997419	Mean dependent var	4.795021	
Adjusted R-squared	0.997086	S.D. dependent var	0.120146	
S.E. of regression	0.006486	Akaike info criterion	-7.110163	
Sum squared resid	0.001304	Schwarz criterion	-6.890230	
Log likelihood	132.9829	Durbin-Watson stat	1.508707	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru konečnej spotreby domácností štatisticky významne ovplyvnený vývojom spotrebiteľ-

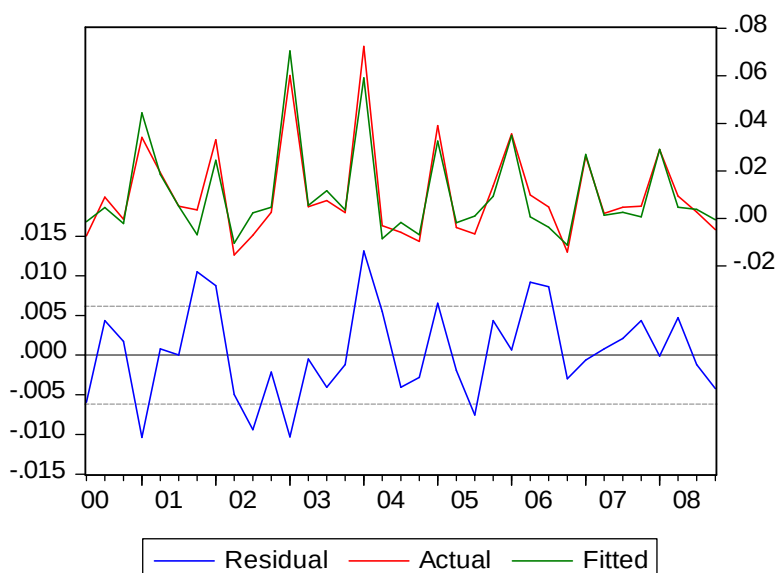
ských cien (CPIBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je tzv. mzdová báza v 9 odvetviach spolu (W9BI*LD9BI). Sezónne premenné vyjadrujú explicitne pravidelný sezónny rast (SD1) resp. sezónny pokles (SD4) deflátor KSD v (každom) 1. resp. 4. štvrťroku.

Kvantifikovaný modelový vzťah môže byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátor konečnej spotreby domácností a danými vysvetľujúcimi faktormi, pretože spĺňa všetky potrebné predpoklady. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, lebo podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 99% rozptylu vo vývoji deflátor KSD v analyzovanom období. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že vplyvom zmeny indexu spotrebiteľských cien resp. tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach spolu o 1% sa deflátor KSD zmení cca o 0.8% resp. o 0.1% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania, ktoré sú uvedené v prílohe, vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPCBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny - typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátor konečnej spotreby domácností z krátkodobého hľadiska¹⁷. Výsledky jeho kvantifikácie sú nasledovné:

Dependent Variable: DLOG(PCBI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(PCBI)=C(2)*DLOG(CPIBI)+C(3)*RESIDPCBI(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)*D(SD4)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.845676	0.064954	13.01959	0.0000
C(3)	-0.709263	0.172658	-4.107903	0.0003
C(4)	0.006748	0.001737	3.886071	0.0005
C(5)	-0.008001	0.001773	-4.512547	0.0001
R-squared	0.912924	Mean dependent var		0.010226
Adjusted R-squared	0.904497	S.D. dependent var		0.019952
S.E. of regression	0.006166	Akaike info criterion		-7.232327
Sum squared resid	0.001179	Schwarz criterion		-7.054573
Log likelihood	130.5657	Durbin-Watson stat		1.658751

¹⁷ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PCBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PCBI,0,1)=LOG(PCBI)-LOG(PCBI(-1))=(PCBI-PCBI(-1))/PCBI(-1)$.



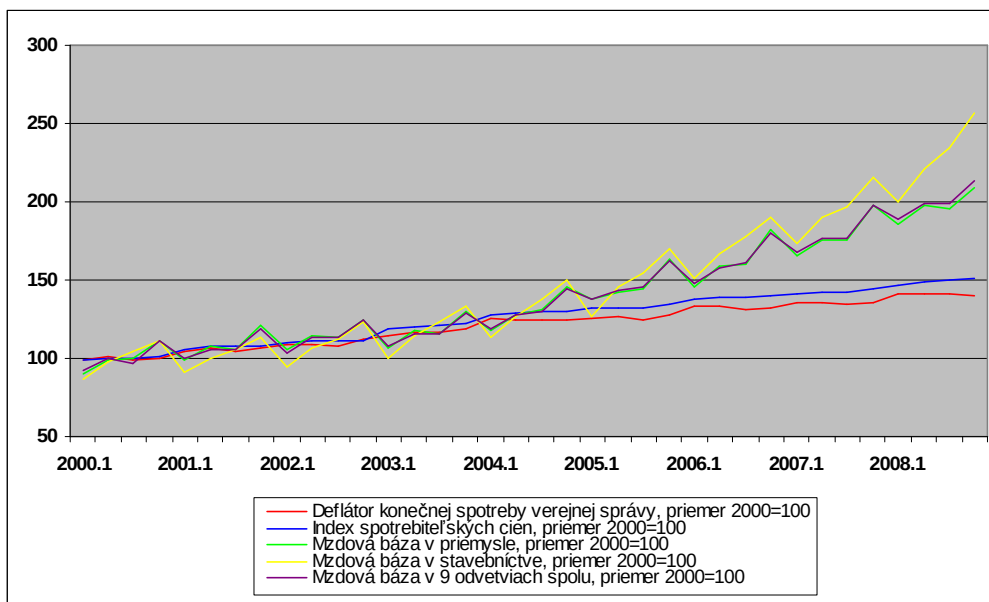
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu je zrejmá vysoká výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM*. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Jeho hodnota je veľmi blízka 0.7, čo znamená, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z viac ako dvoch treťín (cca na 70%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátor konečnej spotreby domácností sú štatisticky významné len krátkodobé zmeny indexu spotrebiteľských cien. Krátkodobá elasticita deflátor KSD na krátkodobé zmeny vo vývoji CPI je mierne vyššia ako príslušná dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je vývoj deflátor KSD významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom bolo opäť identifikované sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 1. štvrtroku a sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 4. štvrtroku analyzovaného obdobia.

2.4.2 Modelový vzťah pre deflátor konečnej spotreby verejnej správy

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátor konečnej spotreby verejnej správy boli tie isté vysvetľujúce faktory ako pre deflátor konečnej spotreby domácností, t.j. index spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI) a ukazovatele tzv. mzdovej bázy v priemysle, stavebníctve a v 9 odvetviach spolu. Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflá-

tora konečnej spotreby verejnej správy (PGBI) a časovými radmi uvedených štyroch vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 7.



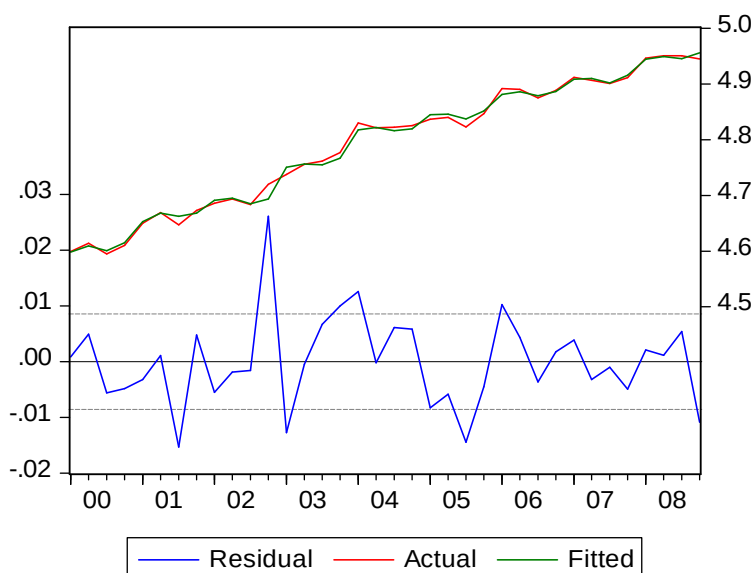
Obr. 7

Graf na obr. 7 aj výsledky korelačnej analýzy ukazujú, že deflátor konečnej spotreby verejnej správy má najvyššiu tesnosť závislosti s indexom spotrebiteľských cien ($R=0.996$), ale veľmi vysoká úroveň korelácie existuje aj medzi deflátorom konečnej spotreby verejnej správy a ukazovateľom tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.947$), stavebníctve ($R=0.897$) a 9 odvetviach spolu ($R=0.927$).

Dependent Variable: LOG(PGBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(PGBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(CPIBI)} + C(3) * \text{LOG(W9BI * LD9BI)} + C(4) * \text{SD1} + C(5) * \text{SD2}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.599975	0.059856	10.02359	0.0000
C(2)	0.789320	0.035338	22.33622	0.0000
C(3)	0.039628	0.019925	1.988860	0.0556
C(4)	0.014039	0.003961	3.544255	0.0013
C(5)	0.010089	0.003607	2.796955	0.0088
R-squared	0.994981	Mean dependent var	4.791192	
Adjusted R-squared	0.994334	S.D. dependent var	0.113802	
S.E. of regression	0.008566	Akaike info criterion	-6.553698	
Sum squared resid	0.002275	Schwarz criterion	-6.333765	
Log likelihood	122.9666	Durbin-Watson stat	2.092406	



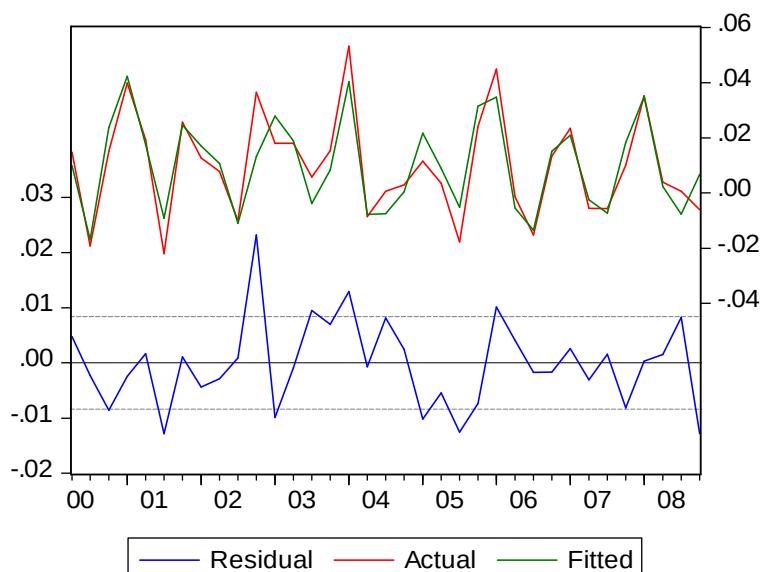
Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátor konečnej spotreby verejnej správy štatisticky významne ovplyvňovaný spotrebiteľskými cenami a tzv. mzdovou bázou v 9 odvetviach spolu. Sezónne premenné SD1 a SD2 vyjadrujú explicitne pravidelný sezónny rast deflátor konečnej spotreby verejnej správy v (každom) 1. aj 2. štvrťroku.

Kvantifikovaný modelový vzťah môže byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátor konečnej spotreby verejnej správy a danými vysvetľujúcimi faktormi. Spĺňa totiž všetky potrebné predpoklady, všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť - podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 99% rozptylu vo vývoji deflátor KSVS v analyzovanom období. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že vplyvom zmeny indexu spotrebiteľských cien resp. tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach spolu o 1% sa deflátor KSVS zmení cca o 0.8% resp. o menej ako 0.1% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania, ktoré sú uvedené v prílohe, vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPGBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny - typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátor konečnej spotreby verejnej správy z krátkodobého hľadiska¹⁸.

¹⁸ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PGBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PGBI,0,1)=LOG(PGBI)-LOG(PGBI(-1))=(PGBI-PGBI(-1))/PGBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(PGBI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(PGBI)=C(2)*DLOG(CPIBI)+C(3)*DLOG(W9BI*LD9BI)+C(4)*RESIDPGBI(-1)+C(5)*D(SD1)+C(6)*D(SD2)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.751577	0.095408	7.877476	0.0000
C(3)	0.071814	0.025969	2.765417	0.0096
C(4)	-0.993788	0.205761	-4.829822	0.0000
C(5)	0.018134	0.003494	5.190405	0.0000
C(6)	0.012562	0.002490	5.044162	0.0000
R-squared	0.816294	Mean dependent var	0.009864	
Adjusted R-squared	0.791800	S.D. dependent var	0.018361	
S.E. of regression	0.008378	Akaike info criterion	-6.594831	
Sum squared resid	0.002106	Schwarz criterion	-6.372639	
Log likelihood	120.4095	Durbin-Watson stat	1.931939	



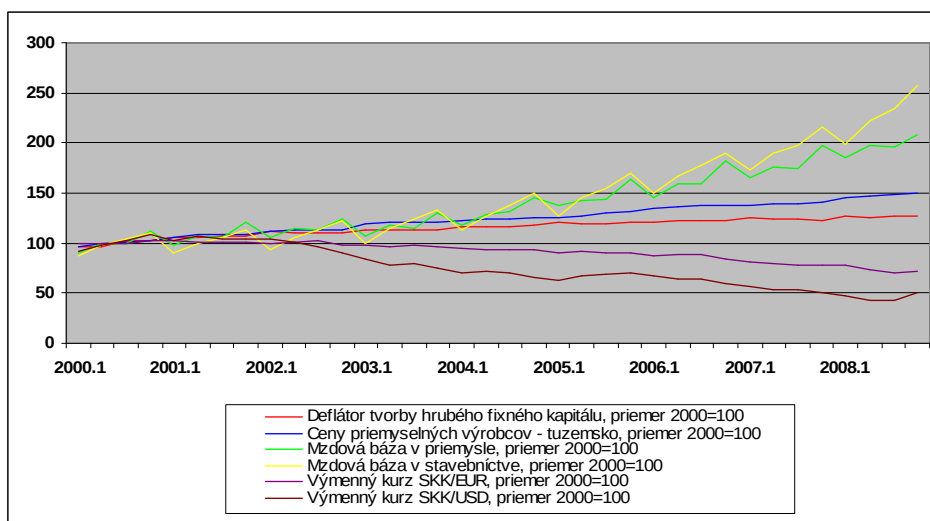
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu je zjavné, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovatelné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Keďže jeho hodnota je veľmi blízka 1, odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období takmer úplne korigovaná (skoro na 100%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru KSVS sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu spotrebiteľských cien aj krátkodobé zmeny tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach spolu. Krátkodobá elasticita deflátoru KSVS na krátkodobé zmeny vo vývoji CPI resp. mzdovej bázy v 9 odvetviach spolu sa výraznejšie neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity. Z krátkodobého hľadiska je vývoj deflá-

tora KSVS významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom bolo opäť identifikované sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 1. štvrťroku a sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.4.3 Modelový vzťah pre deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu boli viaceré vysvetľujúce faktory, z ktorých možno za hlavný považovať index cien priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPI). Do úvahy však prichádzajú aj ukazovatele tzv. mzdovej bázy v priemysle resp. stavebníctve, ako aj nominálne výmenné kurzy slovenskej koruny k euru (REEUR) resp. k americkému doláru (REUSD). Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu (PIBI) a časovými radmi uvedených piatich vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 8.



Obr. 8

Z grafu na obr. 8 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s indexom cien priemyselných výrobcov ($R=0.975$). Veľmi vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi deflátorom tvorby hrubého fixného kapitálu a ukazovateľom tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.923$) resp. v stavebníctve ($R=0.853$). Rovnako veľmi vysoká, ale negatívna korelácia existuje medzi deflátorom THFK a výmenným kurzom koruny k euru ($R=-0.850$) resp. koruny k americkému doláru ($R=-0.908$).

Dependent Variable: LOG(PIBI)

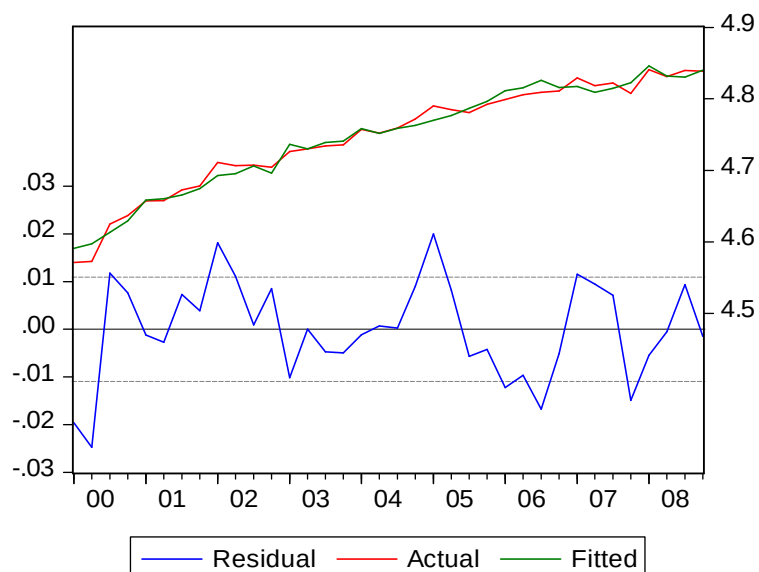
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2008:4

Included observations: 36

$$\text{LOG(PIBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(PPIBI)} + C(3) * \text{LOG(REEURBI)} + C(4) * \text{TIME} + C(5) * \text{SD1}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.410239	0.548427	2.571426	0.0151
C(2)	0.390714	0.143030	2.731694	0.0103
C(3)	0.301372	0.055808	5.400189	0.0000
C(4)	0.005300	0.002026	2.615869	0.0136
C(5)	0.009973	0.004283	2.328218	0.0266
R-squared	0.981202	Mean dependent var	4.746406	
Adjusted R-squared	0.978777	S.D. dependent var	0.075090	
S.E. of regression	0.010939	Akaike info criterion	-6.064666	
Sum squared resid	0.003710	Schwarz criterion	-5.844733	
Log likelihood	114.1640	Durbin-Watson stat	1.174869	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu štatisticky významne ovplyvňovaný cenami priemyselných výrobcov (PPIBI) a výmenným kurzom koruny k euru (REEURBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproxiňuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov. Sezónna premenená SD1 vyjadruje explicitne sezónny rast deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu v (každom) 1. štvrťroku.

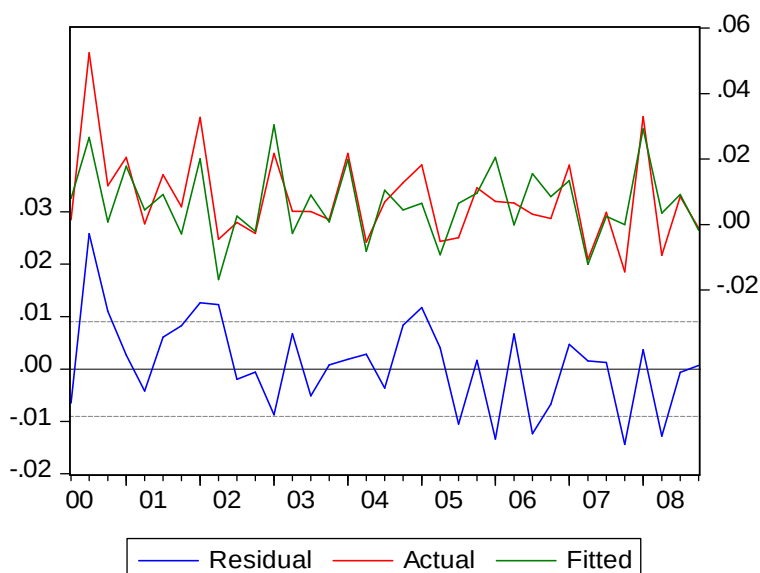
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť - podľa hodnoty koeficienta deter-

minácie R^2 vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji deflátoru THFK v analyzovanom období. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaneho *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene indexu cien priemyselných výrobcov resp. výmenného kurzu koruny voči euru o 1% sa deflátor THFK zmení cca o 0.4% resp. o 0.3% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPIBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny - typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu z krátkodobého hľadiska¹⁹.

Dependent Variable: DLOG(PIBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(PIBI)=C(2)*DLOG(PPIBI)+C(3)*DLOG(WPRBI(-1)*LDPRBI(-1))
+C(4)*RESIDPIBI(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.416661	0.088365	4.715250	0.0000
C(3)	0.081590	0.016766	4.866399	0.0000
C(4)	-0.458820	0.148593	-3.087757	0.0041
R-squared	0.588641	Mean dependent var	0.007642	
Adjusted R-squared	0.562931	S.D. dependent var	0.013673	
S.E. of regression	0.009039	Akaike info criterion	-6.492619	
Sum squared resid	0.002615	Schwarz criterion	-6.359303	
Log likelihood	116.6208	Durbin-Watson stat	1.898996	



¹⁹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PIBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PIBI,0,1)=LOG(PIBI)-LOG(PIBI(-1))=(PIBI-PIBI(-1))/PIBI(-1)$.

Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu je zrejmé, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je relatívne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Keďže jeho hodnota je veľmi blízka 0.5, odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z polovice (cca na 50%).

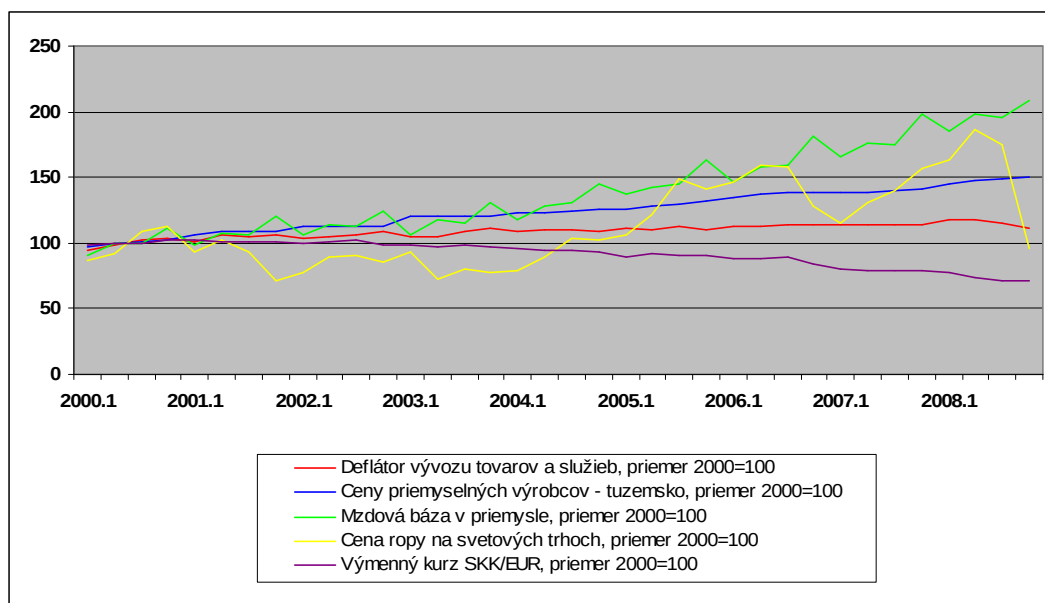
Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru THFK sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu cien priemyselných výrobcov. Krátkodobá elasticita deflátoru THFK na krátkodobé zmeny vo vývoji cien priemyselných výrobcov sa výraznejšie neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity. Okrem toho sú krátkodobé zmeny deflátoru THFK štatisticky významne determinované krátkodobými zmenami tzv. mzdovej bázy v priemysle, ktoré však pôsobia s časovým oneskorením o 1 štvrťrok. Z krátkodobého hľadiska nie je vývoj deflátoru THFK štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti.

2.4.4 Modelový vzťah pre deflátor vývozu tovarov a služieb

Pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru vývozu tovarov a služieb boli východiskom tiež viaceré vysvetľujúce faktory, ale za hlavný možno považovať index cien priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPI)²⁰. Ako ďalšie vysvetľujúce faktory prichádzajú do úvahy tzv. mzdová báza v priemysle, nominálny výmenný kurz slovenskej koruny k euru (REEUR), ako aj cena ropy na svetových trhoch (POILBRUSD)²¹. Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátoru vývozu tovarov a služieb (PEGSBI) a časovými radmi uvedených štyroch vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 9.

²⁰ Z vecného hľadiska by bolo v tomto prípade vhodnejšie použiť index cien priemyselných výrobcov na export. Časový rad tohto ukazovateľa je však veľmi krátky, pretože ŠÚ SR ho začal experimentálne zostavovať až v roku 2007.

²¹ Jedná sa o cenu ropy Brent v USD za barel, ktorá je však prepočítaná do SKK pomocou nominálneho výmenného kurzu medzi slovenskou korunou a americkým dolárom (REUSD).



Obr. 9

Z grafu na obr. 9 aj výsledkov korelačnej analýzy je zrejmé, že deflátor vývozu tovarov a služieb vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s indexom cien priemyselných výrobcov - tuzemsko ($R=0.923$). Veľmi vysoká úroveň korelácie existuje aj medzi deflátorom vývozu tovarov a služieb a ukazovateľom tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.902$) resp. cenou ropy na svetových trhoch ($R=0.810$). Rovnako veľmi vysoká, ale negatívna korelácia existuje medzi deflátorom vývozu tovarov a služieb a výmenným kurzom koruny k euru ($R=-0.804$).

Dependent Variable: LOG(PEGSBI)

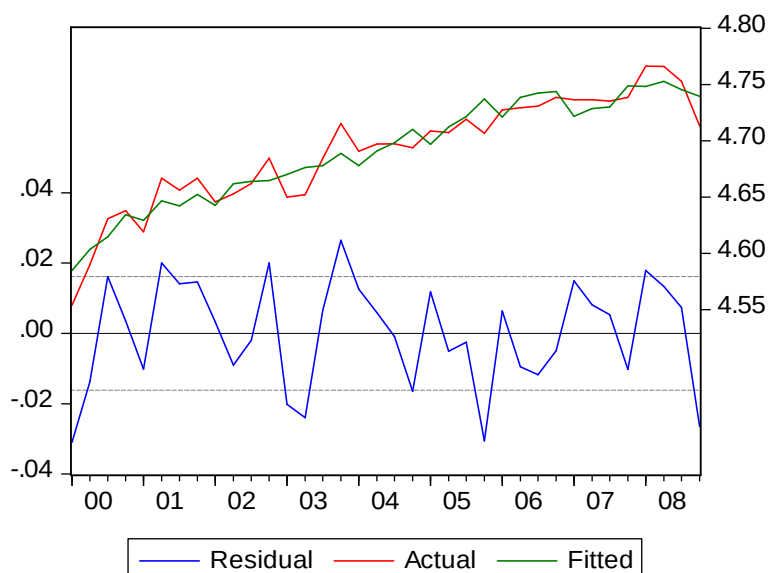
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2008:4

Included observations: 36

$$\text{LOG(PEGSBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(PPIBI)} + C(3) * \text{LOG(REEURBI)} + C(4) * \text{LOG(WPRBI * LDPRBI)} + C(5) * \text{LOG(POILBRUSDBI * REUSDBI)}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.318114	0.523942	2.515765	0.0173
C(2)	0.268919	0.085632	3.140395	0.0037
C(3)	0.174254	0.059245	2.941271	0.0061
C(4)	0.111211	0.045539	2.442093	0.0205
C(5)	0.024589	0.014338	1.714973	0.0963
R-squared	0.903142	Mean dependent var	4.690527	
Adjusted R-squared	0.890644	S.D. dependent var	0.048830	
S.E. of regression	0.016148	Akaike info criterion	-5.285837	
Sum squared resid	0.008083	Schwarz criterion	-5.065904	
Log likelihood	100.1451	Durbin-Watson stat	1.606953	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátora vývozu tovarov a služieb štatisticky významne ovplyvňovaný všetkými štyrmi vysvetľujúcimi faktormi, teda cenami priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPIBI), nominálnym výmenným kurzom koruny k euru (REEURBI), tzv. mzdovou bázou v priemysle (WPRBI*LDPRBI) aj cenou ropy na svetových trhoch (POILBRUSDBI*REUSDBI). Vývojová tendencia deflátora vývozu tovarov a služieb nie je významne závislá od vplyvu sezónnosti.

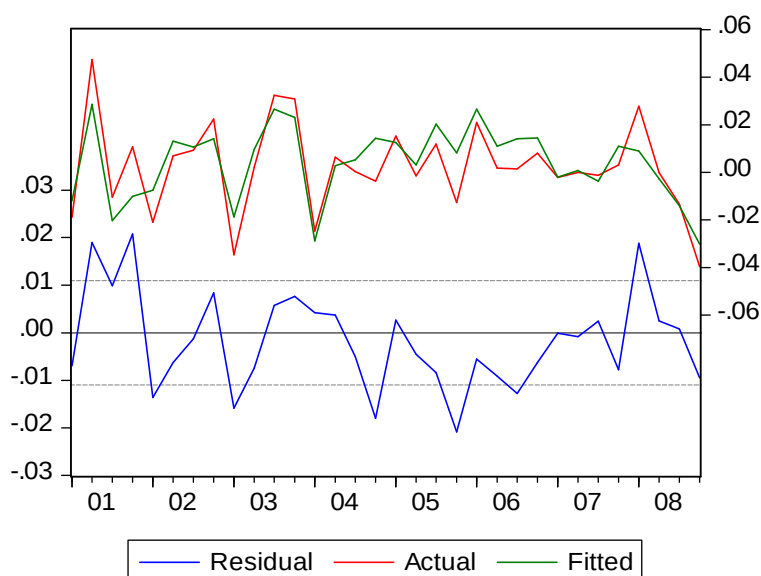
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátora vývozu tovarov a služieb a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má vysokú výrokovú schopnosť - podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 90% rozptylu vo vývoji deflátoru PEGS v analyzovanom období. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Na základe veľkosti hodnôt parametrov $c(2)$ až $c(5)$ možno konštatovať, že deflátor vývozu tovarov a služieb sa zmení relatívne najviac pri zmene cien priemyselných výrobcov a relatívne najmenej pri zmene ceny ropy na svetových trhoch. Kým zmena cien priemyselných výrobcov o 1% vedie k zmene deflátoru vývozu tovarov a služieb cca o 0.3%, zmena ceny ropy na svetových trhoch spôsobí zmenu deflátoru vývozu tovarov a služieb len o 0.02% (*ceteris paribus*)²².

²² Veľmi nízku hodnotu parametra $c(5)$ možno vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadruje "len" dodatočnú zmenu deflátoru vývozu tovarov a služieb pri zmene ceny ropy na svetových trhoch o 1%. Je totiž reálne predpokladať, že vplyvom zmeny ceny ropy na svetových trhoch sa menia aj ceny priemyselných výrobcov.

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPEGSBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny - typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu z krátkodobého hľadiska²³.

Dependent Variable: DLOG(PEGSBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2001:1 2008:4
Included observations: 32 after adjusting endpoints
DLOG(PEGSBI)=C(2)*DLOG(PPIBI(-3))+C(3)*DLOG(WPRBI*LDPRBI)
+C(4)*DLOG(POILBRUSDBI*REUSDBI)+C(5)*RESIDPEGSBI(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.367991	0.117442	3.133399	0.0040
C(3)	0.065831	0.021824	3.016406	0.0054
C(4)	0.062307	0.012885	4.835538	0.0000
C(5)	-0.924566	0.144880	-6.381613	0.0000
R-squared	0.698076	Mean dependent var		0.002350
Adjusted R-squared	0.665728	S.D. dependent var		0.018979
S.E. of regression	0.010973	Akaike info criterion		-6.070253
Sum squared resid	0.003372	Schwarz criterion		-5.887036
Log likelihood	101.1241	Durbin-Watson stat		1.628138



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je relatívne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný.

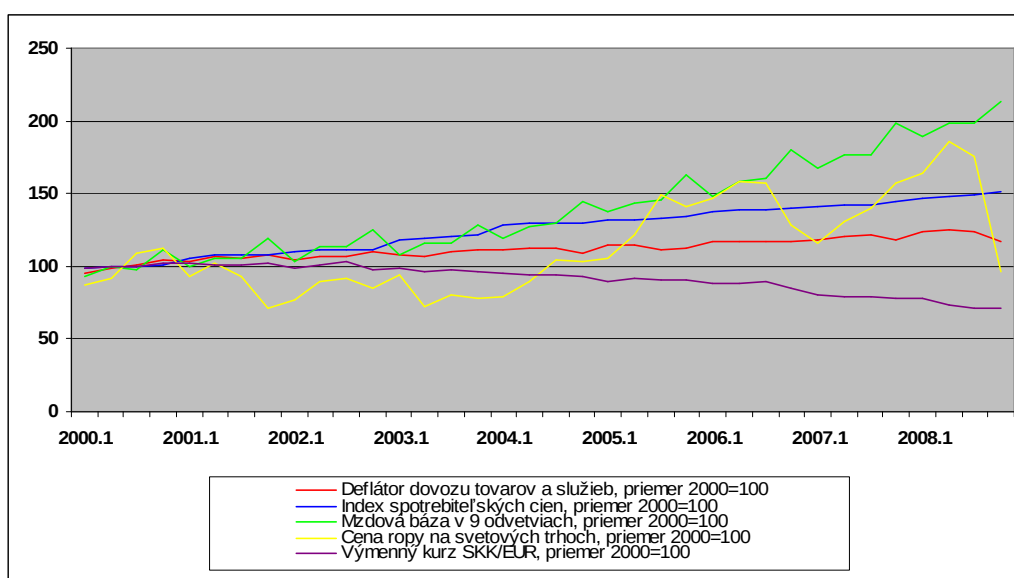
²³ Medzikvartálnu, t.j. krátkodobú relatívnu zmenu PEGBSI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PEGSBI,0,1)=LOG(PEGSBI)-LOG(PEGSBI(-1))=(PEGSBI-PEGSBI(-1))/PEGSBI(-1)$.

Keďže jeho hodnota je veľmi blízka 0.9, odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období takmer celá korigovaná (cca na 90%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátor celkového vývozu sú štatisticky významné krátkodobé zmeny všetkých vysvetľujúcich faktorov identifikovaných v dlhodobom vzťahu okrem výmenného kurzu koruny k euru. Krátkodobé elasticity deflátor PEGS na krátkodobé zmeny troch vysvetľujúcich faktorov sa výrazne neodlišujú od príslušných dlhodobých elasticít. Je však zaujímavé, že krátkodobé zmeny cien priemyselných výrobcov ovplyvňujú krátkodobý vývoj deflátor PEGS s časovým oneskorením o 3 štvrťroky. Vývoj deflátor PEGS nie je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti ani z krátkodobého hľadiska.

2.4.5 Modelový vzťah pre deflátor dovozu tovarov a služieb

Pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátor dovozu tovarov a služieb je hlavným vysvetľujúcim faktorom index spotrebiteľských cien (CPI), pričom ako ďalšie vysvetľujúce faktory prichádzajú do úvahy tzv. mzdová báza v 9 odvetviach, nominálny výmenný kurz koruny k euru (REEUR) a cena ropy na svetových trhoch (POILBRUSD). Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátor dovozu tovarov a služieb (PMSGBI) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 10.

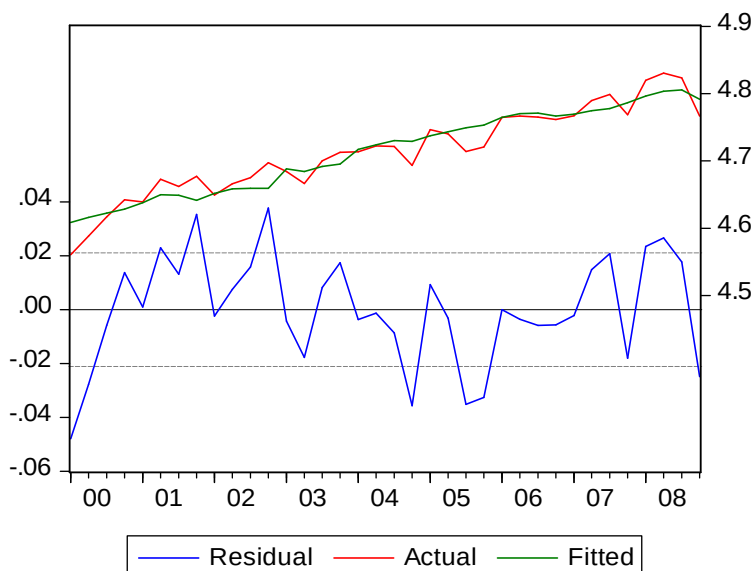


Obr. 10

Z grafu na obr. 10 aj výsledkov korelačnej analýzy je zrejmé, že deflátor dovozu tovarov a služieb vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s indexom spotrebiteľských cien ($R=0.945$). Veľmi vysoká úroveň korelácie existuje aj medzi deflátorom dovozu tovarov a služieb a ukazovateľom tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach ($R=0.901$) resp. cenou ropy na svetových trhoch ($R=0.736$). Rovnako veľmi vysoká, ale negatívna korelácia existuje medzi deflátorom dovozu tovarov a služieb a výmenným kurzom koruny k euru ($R=-0.876$).

Dependent Variable: LOG(PMGSBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(PMGSBI)=C(1)+C(2)*LOG(CPIBI)+C(3)*LOG(POILBRUSDBI
*REUSDBI)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.407404	0.137720	17.48041	0.0000
C(2)	0.420884	0.036247	11.61168	0.0000
C(3)	0.029692	0.017610	1.686090	0.1012
R-squared	0.900404	Mean dependent var	4.714011	
Adjusted R-squared	0.894367	S.D. dependent var	0.064911	
S.E. of regression	0.021097	Akaike info criterion	-4.799729	
Sum squared resid	0.014688	Schwarz criterion	-4.667769	
Log likelihood	89.39512	Durbin-Watson stat	1.244495	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru dovozu tovarov a služieb štatisticky významne ovplyvňovaný spotrebiteľskými cenami (CPIBI) a cenou ropy na svetových trhoch (POILBRUSDBI*REUSDBI). Vývojová

tendencia deflátoru dovozu tovarov a služieb nie je významne závislá od vplyvu sezónnosti.

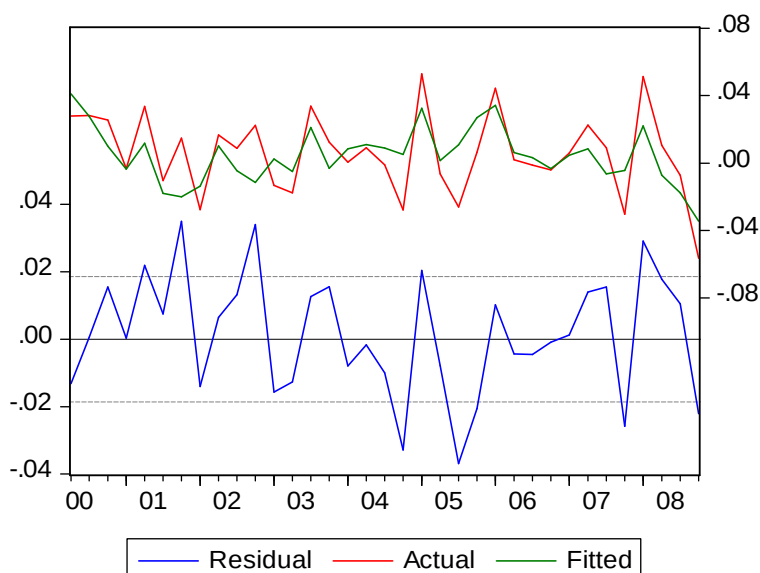
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru dovozu tovarov a služieb a danými dvoma vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má vysokú výrokovú schopnosť - podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje cca 90% rozptylu vo vývoji deflátoru celkového dovozu v analyzovanom období. Parametre $c(1)$ až $c(3)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Z hodnôt parametrov $c(2)$ a $c(3)$ vyplýva, že deflátor dovozu tovarov a služieb sa zmení relatívne viac pri zmene spotrebiteľských cien ako pri zmene ceny ropy na svetových trhoch. Kým zmena spotrebiteľských cien o 1% spôsobí zmenu deflátoru dovozu tovarov a služieb cca o 0.4%, zmena ceny ropy na svetových trhoch vedie k zmene deflátoru PMGS len o 0.03% (*ceteris paribus*)²⁴.

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPMGSBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny - typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru tvorby hrubého fixného kapitálu z krátkodobého hľadiska²⁵.

Dependent Variable: DLOG(PMGSBI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(PMGSBI)=C(2)*DLOG(CPIBI)+C(3)*DLOG(POILBRUSDBI				
*REUSDBI)+C(4)*RESIDPMGSBI(-1)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.394521	0.176711	2.232580	0.0327
C(3)	0.043083	0.020265	2.126041	0.0413
C(4)	-0.689167	0.160948	-4.281929	0.0002
R-squared	0.442298	Mean dependent var		0.005889
Adjusted R-squared	0.407442	S.D. dependent var		0.024140
S.E. of regression	0.018583	Akaike info criterion		-5.051359
Sum squared resid	0.011050	Schwarz criterion		-4.918043
Log likelihood	91.39878	Durbin-Watson stat		1.963694

²⁴ Veľmi nízku hodnotu parametra $c(3)$ možno opäť vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadruje "len" dodatočnú zmenu deflátoru dovozu tovarov a služieb pri zmene ceny ropy na svetových trhoch o 1%. Vplyvom zmeny ceny ropy na svetových trhoch sa totiž zmenia aj spotrebiteľské ceny. Z odhadov vyplýva, že pri zmene ceny ropy na svetových trhoch o 1% sa úhrnná hladina spotrebiteľských cien zmení cca o 0.3%.

²⁵ Medzikvartálnu, t.j. krátkodobú relatívnu zmenu PMGSBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PMGSBI,0,1)=LOG(PMGSBI)-LOG(PMGSBI(-1))=(PMGSBI-PMGSBI(-1))/PMGSBI(-1)$.



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je zo všetkých doteraz prezentovaných modelových vzťahov najnižšia²⁶. Všetky jeho parametre sú však štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.7, odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná z viac ako dvoch tretín (cca na 70%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru celkového dovozu sú štatisticky významné krátkodobé zmeny obidvoch vysvetľujúcich faktorov identifikovaných v dlhodobom vzťahu. Krátkodobé elasticity deflátoru celkového dovozu na krátkodobé zmeny daných dvoch vysvetľujúcich faktorov sa výrazne neodlišujú od príslušných dlhodobých elasticít. Vývoj deflátoru celkového dovozu nie je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti ani z krátkodobého hľadiska.

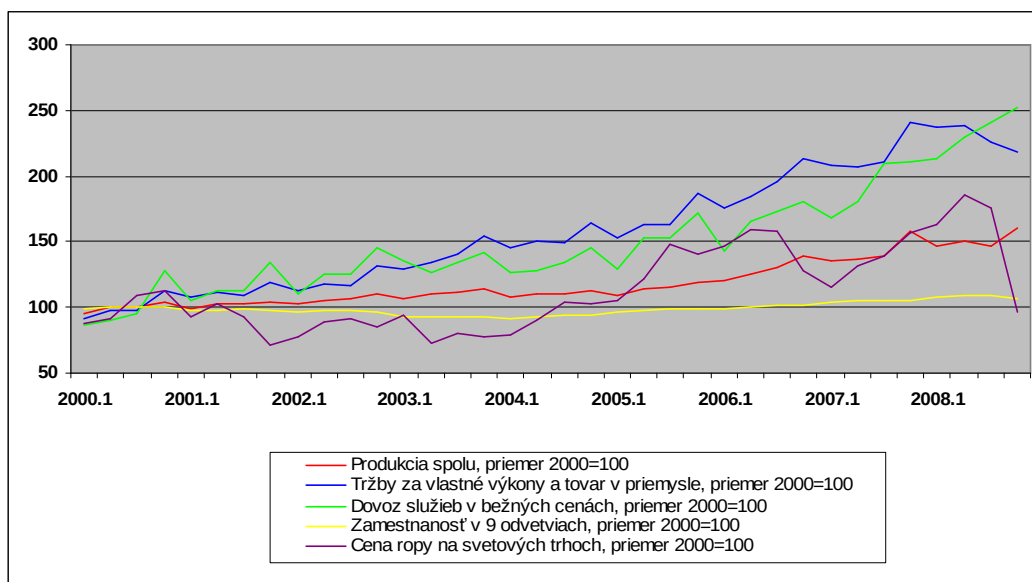
2.5 Modelové vzťahy na rýchly odhad zložiek tvorby HDP

2.5.1 Modelový vzťah pre celkovú produkciu

Experimentálna konštrukcia a kvantifikácia modelového vzťahu na rýchly odhad celkovej produkcie v stálych cenách ukázala, že za hlavné vysvetľujúce faktory

²⁶ Všeobecne je však známe, že výroková schopnosť modelových vzťahov vysvetľujúcich vývoj ukazovateľov zahraničného obchodu a ich deflátorov je spravidla (naj)nižšia.

možno považovať tržby za vlastné výkony a tovar v priemysle (TRINDP), dovoz služieb (MSP) v bežných cenách, zamestnanosť v 9 odvetviach (LD9) a cenu ropy na svetových trhoch (POILBRUSD)²⁷. Tesnosť závislosti medzi časovým radom celkovej produkcie (QBI) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 11.



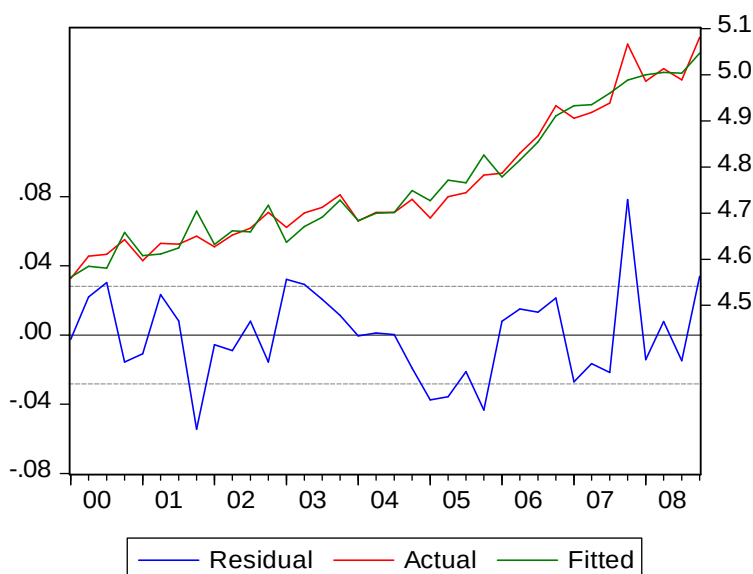
Obr. 11

Z grafu na obr. 11 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že celková produkcia vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s viacerými vysvetľujúcimi faktormi. Najvyššiu úroveň korelácie má s tržbami za vlastné výkony a tovar v priemysle ($R=0.955$), s dovozom služieb ($R=0.959$) a dovozom tovarov ($R=0.953$), avšak porovnateľná úroveň korelácie existuje aj medzi celkovou produkciou a tržbami za vlastné výkony a tovar v stavebníctve ($R=0.923$). Veľmi vysoká úroveň korelácie existuje medzi celkovou produkciou a zamestnanosťou v 9 odvetviach ($R=0.772$) resp. cenou ropy na svetových trhoch ($R=0.698$).

²⁷ Ako ďalšie vysvetľujúce faktory prichádzajú v tomto prípade do úvahy aj tržby za vlastné výkony a tovar v stavebníctve, dovoz tovarov v bežných cenách, zamestnanosť v priemysle a zamestnanosť v stavebníctve. Namiesto tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. v stavebníctve v bežných cenách možno ako alternatívne vysvetľujúce faktory použiť v tomto modelovom vzťahu produkciu priemyslu resp. stavebníctva v bežných cenách.

Dependent Variable: LOG(QBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
$$\text{LOG(QBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG}(\text{TRINDPBI/PIPIBI}) + C(3) * \text{LOG}(\text{MSPBI/CPIBI}) + C(4) * \text{LOG}(\text{LD9BI}) + C(5) * \text{LOG}(\text{POILBRUSDBI} * \text{REUSDBI}) + C(6) * \text{TIME}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.373567	0.652525	2.105004	0.0438
C(2)	0.294736	0.101680	2.898662	0.0069
C(3)	0.124540	0.054763	2.274174	0.0303
C(4)	0.898357	0.171520	5.237630	0.0000
C(5)	-0.100094	0.031917	-3.136014	0.0038
C(6)	0.006282	0.001527	4.114235	0.0003
R-squared	0.967682	Mean dependent var	4.763370	
Adjusted R-squared	0.962295	S.D. dependent var	0.144767	
S.E. of regression	0.028110	Akaike info criterion	-4.154343	
Sum squared resid	0.023706	Schwarz criterion	-3.890423	
Log likelihood	80.77818	Durbin-Watson stat	1.790954	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj objemu celkovej produkcie je z dlhodobého hľadiska ovplyvnený štatisticky významne objemom tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. objemom dovozu služieb, ktoré sú odvodené z ich nominálnych hodnôt na základe zohľadnenia vplyvu vývoja cien výrobcov v priemysle (PIPIBI) resp. spotrebiteľských cien (CPIBI). Okrem toho sa ukázalo, že objem celkovej produkcie je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný tiež zamestnanosťou v 9 odvetviach (LD9BI) a cenou ropy na svetových trhoch (POILBRUSDBI*REUSDBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných fakto-

rov, v tomto prípade najmä vplyv výkonnosti ostatných odvetví ekonomiky (okrem priemyslu) na objem celkovej produkcie. Vzhľadom na to, že explicitný vplyv sezónnych premenných ako vysvetľujúcich faktorov nie je štatisticky významný, možno konštatovať, že sezónnosť vo vývoji celkovej produkcie je dostatočne vysvetlená sezónnosťou existujúcou vo vývoji vysvetľujúcich faktorov.

Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom celkovej produkcie a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 96% rozptylu vo vývoji objemu celkovej produkcie v analyzovanom období.

Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parametre $c(2)$ resp. $c(3)$ znamenajú, že vplyvom zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. zmenou objemu dovozu služieb o 1% sa objem celkovej produkcie zmení cca o 0.3% resp. o 0.1% (*ceteris paribus*). Z parametrov $c(4)$ a $c(5)$ vyplýva, že pri zmene zamestnanosti v 9 odvetviach resp. zmenou ceny ropy na svetových trhoch o 1% sa objem celkovej produkcie zmení cca o 0.9% resp. o 0.1% (*ceteris paribus*)²⁸. Na základe hodnoty parametra $c(6)$ možno konštatovať, že ostatné odvetvia ekonomiky (okrem priemyslu) prispievali v analyzovanom období k rastu objemu celkovej produkcie cca o 0.6% štvrtť-ročne resp. o 2.4% ročne.

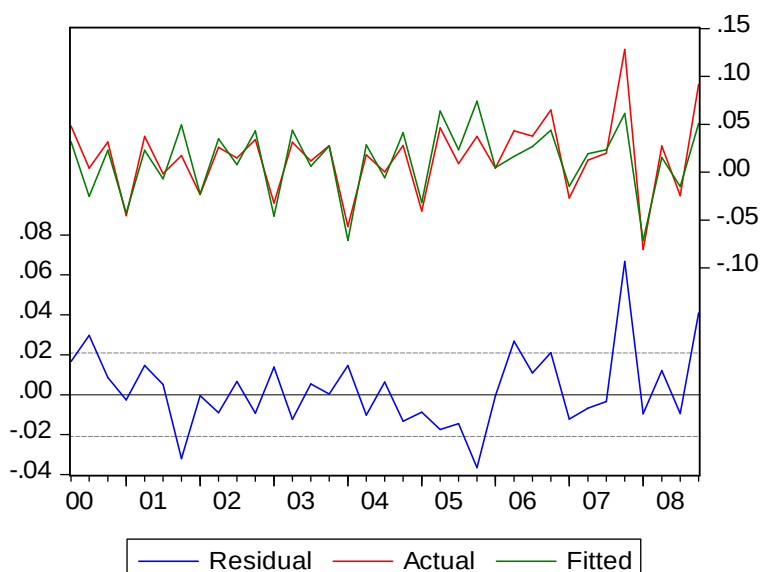
Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDQBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, čiže typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu celkovej produkcie z krátkodobého hľadiska²⁹.

²⁸ Vzhľadom na to, že parameter $c(5)$ je záporný, existuje medzi objemom celkovej produkcie a cenou ropy na svetových trhoch nepriamo úmerný vzťah. Inými slovami povedané, pri raste ceny ropy objem celkovej produkcie klesá a opačne (*ceteris paribus*).

²⁹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu QBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(QBI,0,1)=LOG(QBI)-LOG(QBI(-1))=(QBI-QBI(-1))/QBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(QBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
$$DLOG(QBI) = C(2) * DLOG(TRINDPBI/PPIBI) + C(3) * DLOG(LDSTBI) + C(4) * DLOG(POILBRUSDBI * REUSDBI) + C(6) * RESIDQBI(-1)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.444345	0.055639	7.986201	0.0000
C(3)	0.523985	0.117545	4.457722	0.0001
C(4)	-0.086851	0.023702	-3.664229	0.0009
C(6)	-0.758057	0.145103	-5.224267	0.0000
R-squared	0.758303	Mean dependent var	0.014907	
Adjusted R-squared	0.734912	S.D. dependent var	0.040543	
S.E. of regression	0.020874	Akaike info criterion	-4.793383	
Sum squared resid	0.013508	Schwarz criterion	-4.615629	
Log likelihood	87.88421	Durbin-Watson stat	1.888322	



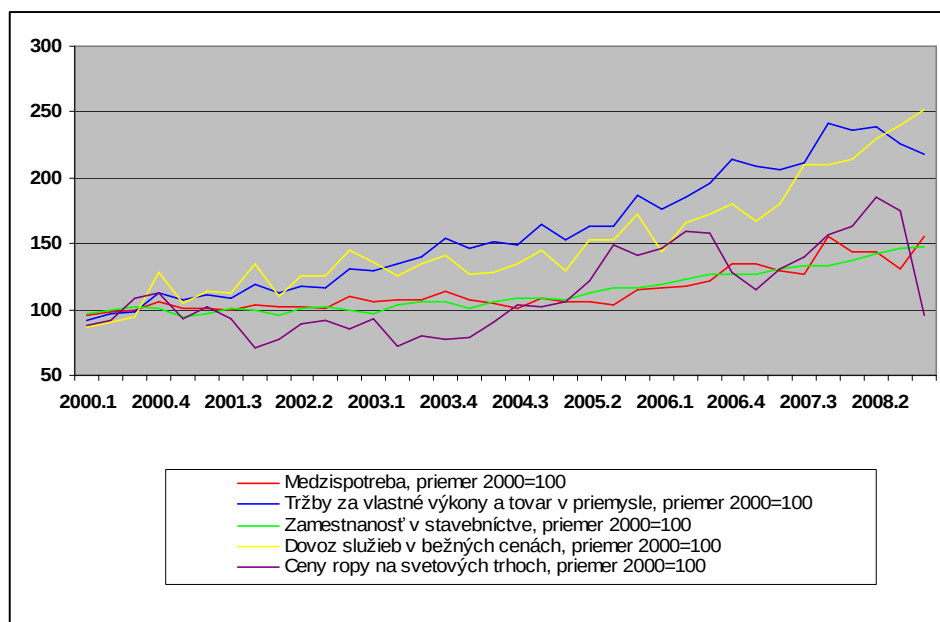
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.75, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z troch štvrtín (cca na 75%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu celkovej produkcie sú štatisticky významné krátkodobé zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle. Krátkodobá elasticita celkovej produkcie na krátkodobé zmeny v objeme týchto tržieb je mierne vyššia ako dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je

vývoj objemu celkovej produkcie významne determinovaný tiež krátkodobými zmenami ceny ropy na svetových trhoch, pričom krátkodobá elasticita sa významne neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity. Zároveň sa ukázalo, že pre krátkodobé zmeny objemu celkovej produkcie sú štatisticky významné - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - krátkodobé zmeny zamestnanosti v stavebníctve.

2.5.2 Modelový vzťah pre medzispotrebu

Na základe experimentálnej konštrukcie a kvantifikácie modelového vzťahu na rýchly odhad medzispotreby v stálych cenách sa ukázalo, že za hlavné vysvetľujúce faktory možno považovať tržby za vlastné výkony a tovar v priemysle (TRINDP), dovoz služieb (MSP) v bežných cenách, zamestnanosť v stavebníctve (LDST) a cenu ropy na svetových trhoch (POILBRUSD). Tesnosť závislosti medzi časovým radom medzispotreby (ICOB) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 12.



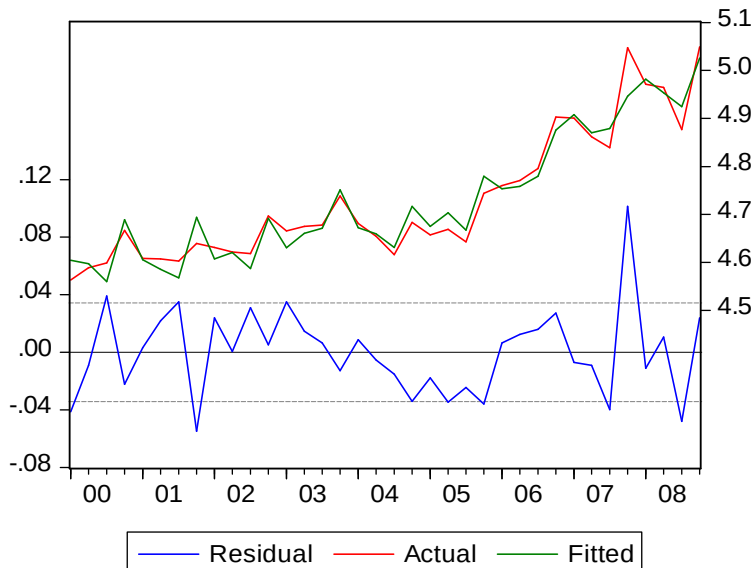
Obr. 12

Z grafu na obr. 12 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že medzispotreba vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s viacerými vysvetľujúcimi faktormi, ale najvyššiu úroveň korelácie má s tržbami za vlastné výkony a tovar v priemysle ($R=0.913$). Porovnateľne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi medzispot-

rebou a dovozom služieb ($R=0.910$) resp. zamestnanosťou v stavebníctve ($R=0.905$). Najnižšiu úroveň korelácie vykazuje medzispotreba s cenou ropy na svetových trhoch ($R=0.617$).

Dependent Variable: LOG(ICOBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(ICOBI)=C(1)+C(2)*LOG(TINDPBI/PPIBI)+C(3)*LOG(LDSTBI)
+C(4)*LOG(MSPBI/CPIBI)+C(5)*LOG(POILBRUSDBI*REUSDBI)
+C(6)*TIME+C(7)*SD1+C(8)*SD3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.564613	0.659918	2.370918	0.0249
C(2)	0.473038	0.138290	3.420634	0.0019
C(3)	0.916590	0.162748	5.631952	0.0000
C(4)	0.209924	0.066438	3.159692	0.0038
C(5)	-0.126244	0.036901	-3.421205	0.0019
C(6)	-0.007023	0.002479	-2.833266	0.0084
C(7)	0.048880	0.016008	3.053463	0.0049
C(8)	-0.032515	0.016170	-2.010804	0.0541
R-squared	0.948642	Mean dependent var	4.730234	
Adjusted R-squared	0.935803	S.D. dependent var	0.135277	
S.E. of regression	0.034275	Akaike info criterion	-3.715646	
Sum squared resid	0.032895	Schwarz criterion	-3.363753	
Log likelihood	74.88163	Durbin-Watson stat	2.249471	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj objemu medzispotreby je z dlhodobého hľadiska ovplyvnený štatisticky významne objemom tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. objemom dovozu služieb, ktoré sú odvodené z ich nominálnych hodnôt na základe zohľadnenia vplyvu vývoja cien výrobcov v priemysle (PPIBI) resp. spotrebiteľských cien (CPIBI). Okrem toho sa uká-

zalo, že objem medzispotreby je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný tiež zamestnanosťou v stavebníctve (LDSTBI) a cenou ropy na svetových trhoch (POILBRUSDBI*REUSDBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných faktorov na objem medzispotreby. Sezónne premenné vyjadrujú explicitne tú časť sezónneho rastu v (každom) 1. štvrťroku (SD1) resp. sezónneho poklesu v (každom) 3. štvrťroku (SD3) vo vývoji medzispotreby, ktorá nie je vysvetlená sezónnosťou vo vývoji vysvetľujúcich faktorov.

Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom medzispotreby a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje takmer 95% rozptylu vo vývoji objemu medzispotreby v analyzovanom období.

Parametre $c(1)$ až $c(8)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parametre $c(2)$ resp. $c(4)$ znamenajú, že vplyvom zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. zmenou objemu dovozu služieb o 1% sa objem medzispotreby zmení cca o 0.5% resp. o 0.2% (*ceteris paribus*). Z parametrov $c(3)$ a $c(5)$ vyplýva, že pri zmene zamestnanosti v stavebníctve resp. zmenou ceny ropy na svetových trhoch o 1% sa objem celkovej produkcie zmení cca o 0.9% resp. o 0.1% (*ceteris paribus*)³⁰. Na základe hodnoty parametra $c(6)$ možno konštatovať, že ostatné faktory prispievali v analyzovanom období k spomaleniu dynamiky rastu objemu medzispotreby cca o 0.7% štvrťročne resp. o 2.8% ročne.

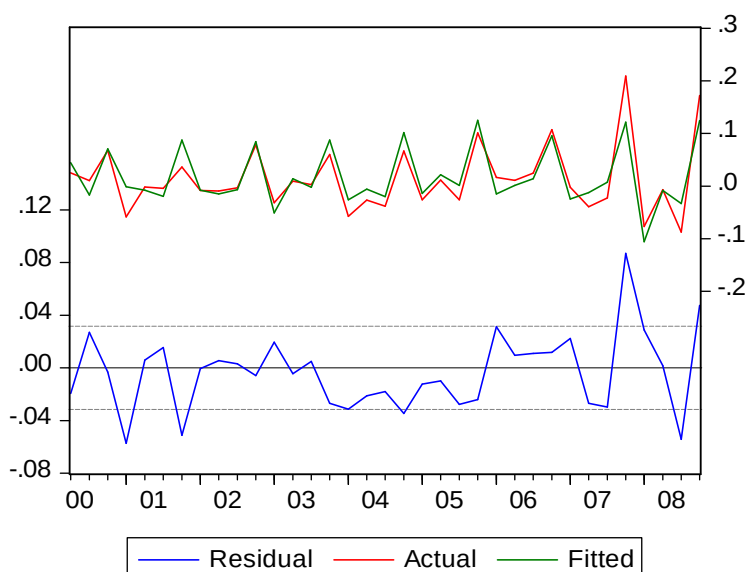
Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDICOB) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, čiže typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu medzispotreby z krátkodobého hľadiska³¹.

³⁰ Vzhľadom na to, že parameter $c(5)$ je záporný, existuje (aj) medzi objemom medzispotreby a cenou ropy na svetových trhoch nepriamo úmerný vzťah. Inými slovami povedané, ak cena ropy rastie objem celkovej produkcie klesá a opačne (*ceteris paribus*).

³¹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu ICobi možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(ICobi,0,1)=LOG(ICobi)-LOG(ICobi(-1))=(ICobi-ICobi(-1))/ICobi(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(ICOBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(ICOBI)=C(2)*DLOG(TINDPBI/PPIBI)+C(3)*DLOG(POILBRUSD
BI*REUSDBI)+C(4)*RESIDICOB(-1)+C(5)*D(SD4)+C(6)*SD4(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.461303	0.195917	2.354584	0.0253
C(3)	-0.102416	0.045543	-2.248795	0.0320
C(4)	-0.774620	0.196494	-3.942200	0.0004
C(5)	0.046456	0.023595	1.968875	0.0583
C(6)	0.045092	0.017697	2.548045	0.0162
R-squared	0.781187	Mean dependent var		0.013875
Adjusted R-squared	0.752011	S.D. dependent var		0.063546
S.E. of regression	0.031645	Akaike info criterion		-3.936924
Sum squared resid	0.030042	Schwarz criterion		-3.714731
Log likelihood	73.89616	Durbin-Watson stat		1.930416



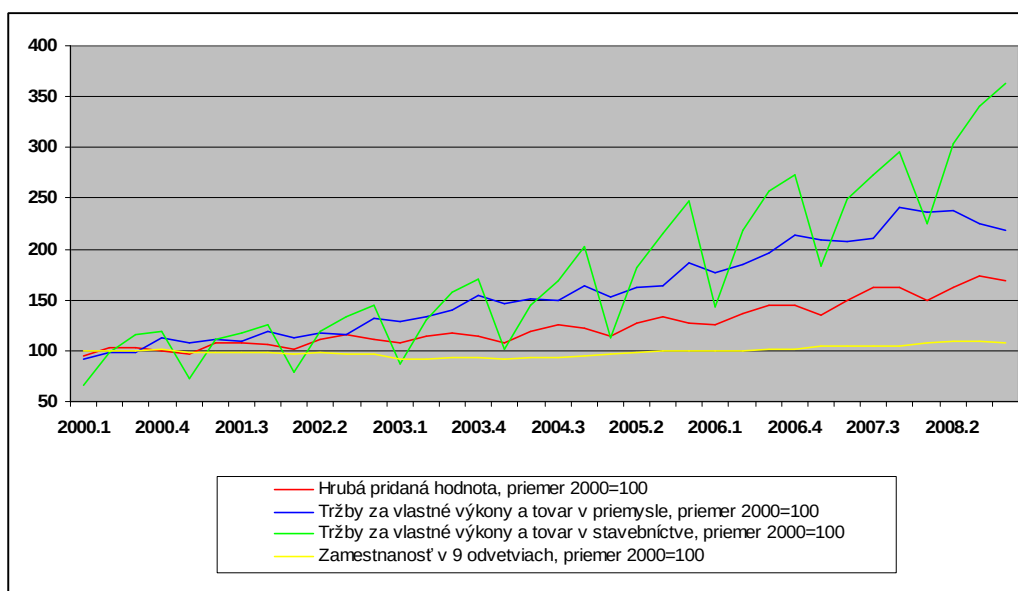
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.75, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z troch štvrtín (cca na 75%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu medzispotreby sú štatisticky významné krátkodobé zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle. Krátkodobá elasticita medzispotreby na krátkodobé zmeny v objeme týchto

tržieb je rovnaká ako dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu medzispotreby významne determinovaný tiež krátkodobými zmenami ceny ropy na svetových trhoch, pričom krátkodobá elasticita sa významne neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity. Zároveň sa ukázalo, že z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu medzispotreby významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované sezónne zrýchlenie jej rastu v (každom) 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.5.3 Modelový vzťah pre hrubú pridanú hodnotu

Z experimentálnej konštrukcie a kvantifikácie modelového vzťahu na rýchly odhad hrubej pridanej hodnoty v stálych cenách vyplýva, že za hlavné vysvetľujúce faktory možno považovať tržby za vlastné výkony a tovar v priemysle (TRINDP), tržby za vlastné výkony a tovar v stavebníctve (TCONP) a zamestnanosť v 9 odvetviach (LD9). Tesnosť závislosti medzi časovým radom hrubej pridanej hodnoty (GVABI) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 13.



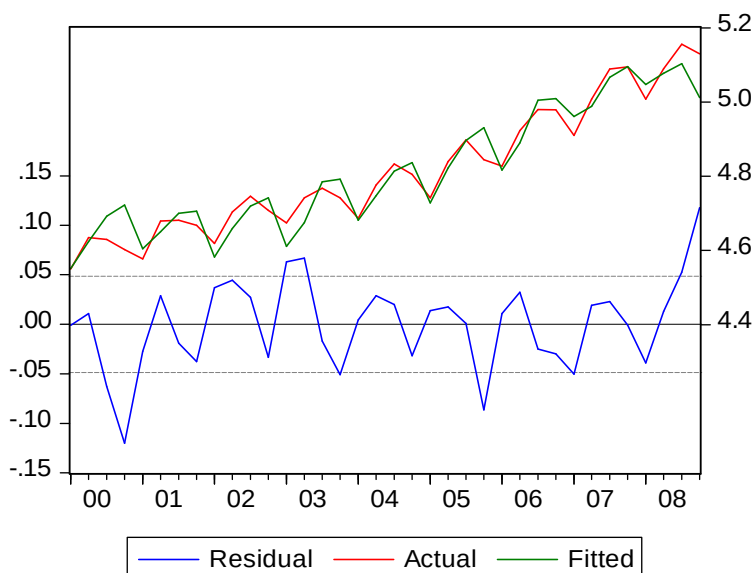
Obr. 13

Z grafu na obr. 13 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že hrubá pridaná hodnota vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s tržbami za vlastné výkony a tovar

v priemysle ($R=0.943$) ako aj s tržbami za vlastné výkony a tovar v stavebníctve ($R=0.959$). Relatívne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi hrubou pridanou hodnotou a zamestnanosťou v 9 odvetviach ($R=0.748$).

Dependent Variable: LOG(GVABI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(GVABI)=C(1)+C(2)*LOG(TINDPBI/PPIBI)+C(3)*LOG(TCONPBI/PTCONBI)+C(4)*LOG(LD9BI)+C(5)*SD3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.132640	1.013638	2.103945	0.0436
C(2)	0.654151	0.095748	6.831976	0.0000
C(3)	0.109669	0.049525	2.214413	0.0343
C(4)	0.544001	0.222154	2.448758	0.0202
C(5)	0.057819	0.021557	2.682144	0.0116
R-squared	0.928464	Mean dependent var	4.815241	
Adjusted R-squared	0.919234	S.D. dependent var	0.170744	
S.E. of regression	0.048524	Akaike info criterion	-3.085260	
Sum squared resid	0.072993	Schwarz criterion	-2.865327	
Log likelihood	60.53468	Durbin-Watson stat	1.311186	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj objemu hrubej pridanej hodnoty je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný objemom tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. v stavebníctve, ktoré sú odvodené z ich nominálnych hodnôt na základe zohľadnenia vplyvu vývoja cien výrobcov v priemysle (PPIBI) resp. v stavebníctve (PTCONBI). Objem hrubej pridanej hodnoty však z dlhodobého hľadiska závisí štatisticky významne aj od zamestnanosti v 9 odvetviach (LD9BI). Sezónna premenná vyjadruje explicitne tú časť sezónneho

rastu v (každom) 3. štvrťroku (SD3) vo vývoji hrubej pridanej hodnoty, ktorá nie je vysvetlená sezónnosťou vo vývoji vysvetľujúcich faktorov.

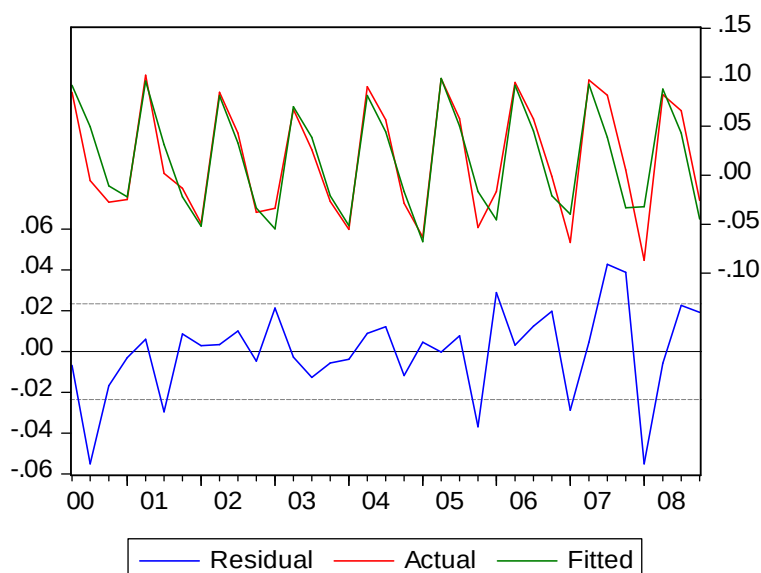
Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom hrubej pridanej hodnoty a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje takmer 93% rozptylu vo vývoji objemu hrubej pridanej hodnoty v analyzovanom období.

Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parametre $c(2)$ resp. $c(3)$ znamenajú, že vplyvom zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v priemysle resp. v stavebníctve o 1% sa objem hrubej pridanej hodnoty zmení cca o 0.6% resp. o 0.1% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že pri zmene zamestnanosti v 9 odvetviach o 1% sa objem celkovej produkcie zmení cca o 0.5%.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDGVABI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, čiže typu $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu hrubej pridanej hodnoty z krátkodobého hľadiska³².

Dependent Variable: DLOG(GVABI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(GVABI)=C(1)+C(2)*DLOG(TCONPBI/PTCONBI)+C(3)*RESIDGVABI(-1)+C(4)*D(SD2)+C(5)*D(SD3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.010270	0.004094	2.508597	0.0178
C(2)	0.145120	0.018586	7.807853	0.0000
C(3)	-0.304523	0.138136	-2.204509	0.0353
C(4)	0.023887	0.007684	3.108469	0.0041
C(5)	0.045999	0.006555	7.017596	0.0000
R-squared	0.859633	Mean dependent var		0.016558
Adjusted R-squared	0.840917	S.D. dependent var		0.058699
S.E. of regression	0.023412	Akaike info criterion		-4.539554
Sum squared resid	0.016444	Schwarz criterion		-4.317362
Log likelihood	84.44220	Durbin-Watson stat		2.044462

³² Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu GVABI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(GVABI,0,1)=LOG(GVABI)-LOG(GVABI(-1))=(GVABI-GVABI(-1))/GVABI(-1)$.



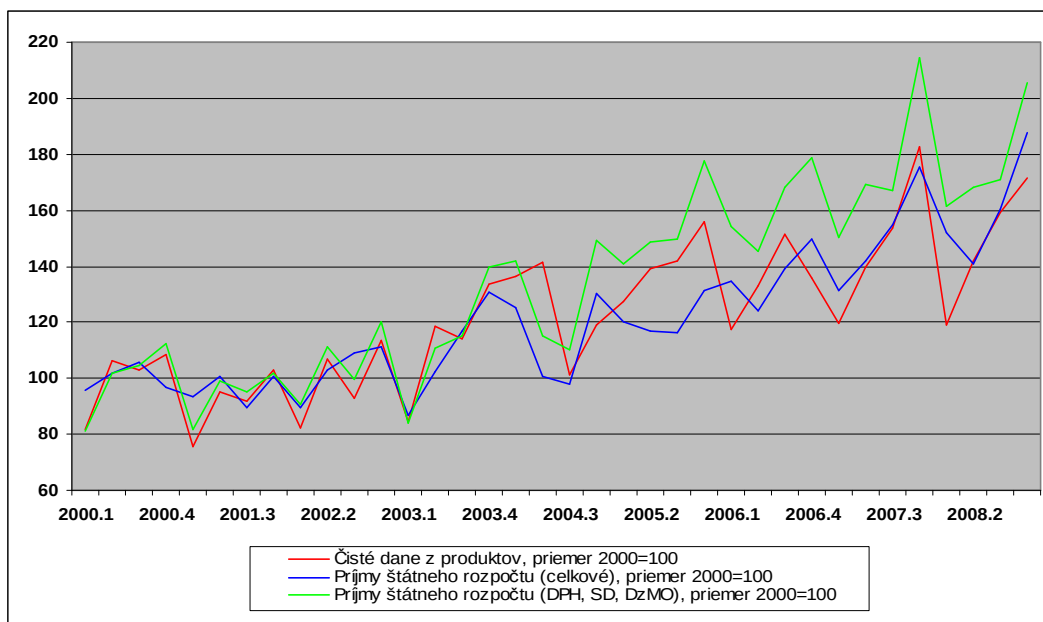
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na jeho hodnotu možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z jednej tretiny (cca na 30%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu hrubej pridanej hodnoty sú štatisticky významné krátkodobé zmeny objemu tržieb za vlastné výkony a tovar v stavebníctve. Krátkodobá elasticita hrubej pridanej hodnoty na krátkodobé zmeny v objeme týchto tržieb je zhruba rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita. Zároveň sa ukázalo, že z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu hrubej pridanej hodnoty významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované sezónne zrýchlenie jej rastu v (každom) 2. aj 3. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.5.4 Modelový vzťah pre čisté dane z produktov

Experimentálna konštrukcia a kvantifikácia modelového vzťahu na rýchly odhad čistých daní z produktov v stálych cenách ukázala, že za hlavný vysvetľujúci faktor možno považovať buď celkové príjmy štátneho rozpočtu (SBTIP) alebo tú časť príjmov štátneho rozpočtu, ktorá pochádza z DPH, spotrebných daní (SD) a daní z

medzinárodného obchodu (DzMO) v bežných cenách³³. Tesnosť závislosti medzi časovým radom čistých daní z produktov (NTXPBI) a časovými radmi uvedených dvoch vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičských indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 14.



Obr. 14

Z grafu na obr. 14 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že čisté dane z produktov vykazujú vyššiu tesnosť štatistickej závislosti s SB3IP ($R=0.921$) ako s celkovými príjmami štátneho rozpočtu SBIP ($R=0.844$).

Dependent Variable: LOG(NTXBI)

Method: Least Squares

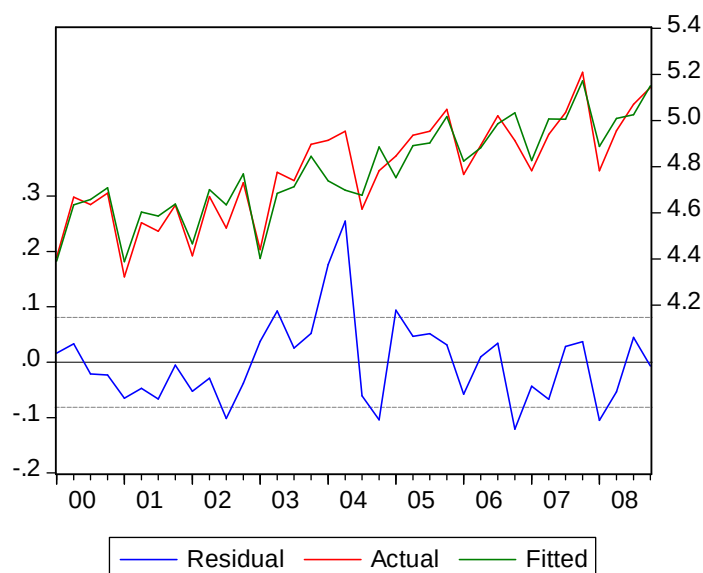
Sample: 2000:1 2008:4

Included observations: 36

$$\text{LOG(NTXBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(SB3IPBI/CPIBI)} + C(3) * \text{TIME} + C(4) * \text{SD1}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.611507	0.031080	148.3773	0.0000
C(2)	0.664760	0.125575	5.293713	0.0000
C(3)	0.009557	0.001808	5.285563	0.0000
C(4)	-0.093218	0.034599	-2.694204	0.0111
R-squared	0.874950	Mean dependent var	4.782905	
Adjusted R-squared	0.863227	S.D. dependent var	0.219323	
S.E. of regression	0.081112	Akaike info criterion	-2.081540	
Sum squared resid	0.210531	Schwarz criterion	-1.905593	
Log likelihood	41.46772	Durbin-Watson stat	1.367896	

³³ Čisté dane z produktov predstavujú objem daní z produktov v bežných cenách (SB3IP), ktorý je znížený o objem subvencií na produkty.



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že vývoj objemu čistých daní z produktov je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný objemom daní SB3IP pochádzajúcim z DPH, SD a DzMO, ktorý je odvodený z ich nominálnych hodnôt na základe zohľadnenia vplyvu vývoja spotrebiteľských cien (CPIBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných faktorov na objem čistých daní z produktov. Sezónna premenná vyjadruje explicitne tú časť sezónneho poklesu v (každom) 1. štvrťroku (SD1) vo vývoji objemu čistých daní z produktov, ktorá nie je vysvetlená sezónnosťou vo vývoji hlavného vysvetľujúceho faktora.

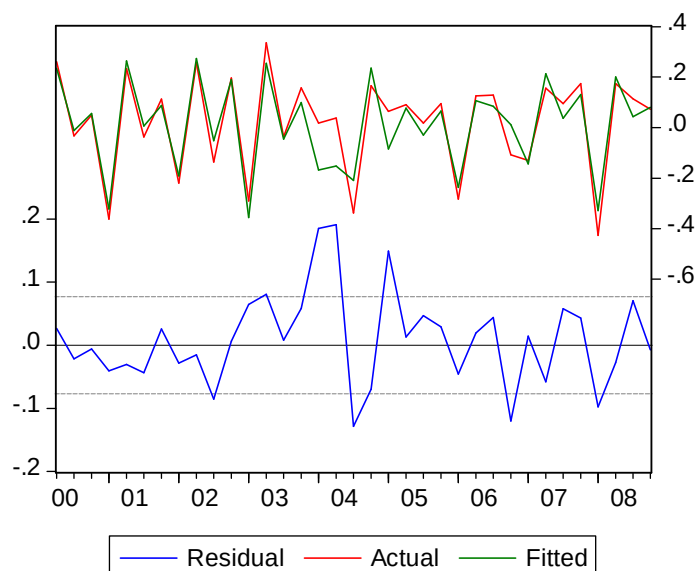
Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom čistých daní z produktov a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má vysokú výrokovú schopnosť, pretože podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 87% rozptylu vo vývoji objemu čistých daní z produktov v analyzovanom období.

Parametre $c(1)$ až $c(4)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ znamená, že vplyvom zmeny objemu SB3IP o 1% sa objem čistých daní z produktov zmení cca o 0.7% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že ostatné faktory prispievali v analyzovanom období k zrýchleniu dynamiky rastu objemu čistých daní z produktov cca o 0.9% štvrťročne resp. o 3.6% ročne.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDNTXBI) z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$. Možno ho teda využiť na konštrukciu vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývoj objemu čistých daní z produktov z krátkodobého hľadiska³⁴.

Dependent Variable: DLOG(NTXBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(NTXBI)=C(2)*DLOG(SB3IPBI/CPIBI)+C(3)*RESIDNTXBI(-1)
+C(4)*D(SD1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.642349	0.092173	6.968928	0.0000
C(3)	-0.699531	0.169523	-4.126466	0.0002
C(4)	-0.109129	0.023043	-4.735913	0.0000
R-squared	0.848871	Mean dependent var		0.021045
Adjusted R-squared	0.839426	S.D. dependent var		0.191855
S.E. of regression	0.076879	Akaike info criterion		-2.211342
Sum squared resid	0.189134	Schwarz criterion		-2.078027
Log likelihood	41.69849	Durbin-Watson stat		1.799213



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Parameter korekčného člena vyjadruje, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná viac ako z dvoch tretín (cca na 70%).

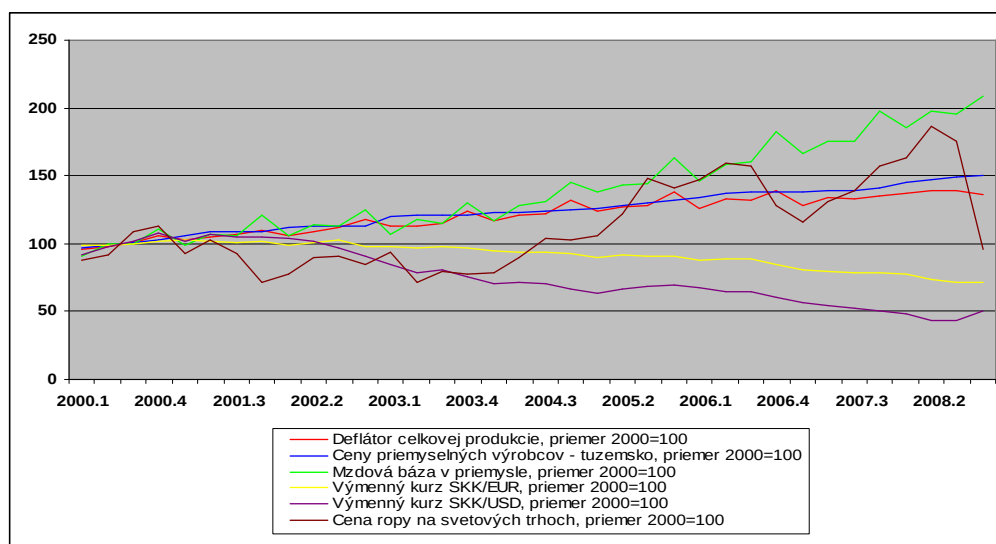
³⁴ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu NTXBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(NTXBI,0,1)=LOG(NTXBI)-LOG(NTXBI(-1))=(NTXBI-NTXBI(-1))/NTXBI(-1)$.

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu čistých daní z produktov sú štatisticky významné krátkodobé zmeny SB3IP. Krátkodobá elasticita čistých daní z produktov na krátkodobé zmeny v objeme tohto vysvetľujúceho faktora je zhruba rovnaká ako príslušná dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu čistých daní z produktov štatisticky významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bolo identifikované sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 1. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.6 Modelové vzťahy na rýchly odhad deflátorov zložiek tvorby HDP

2.6.1 Modelový vzťah pre deflátor celkovej produkcie

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátor celkovej produkcie boli viaceré vysvetľujúce faktory, z ktorých možno za hlavný považovať index cien priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPI). Z ďalších možných vysvetľujúcich faktorov prichádza do úvahy mzdová báza v priemysle (WPR*LDPR), nominálny výmenný kurz slovenskej koruny k americkému doláru (REUSD) resp. k euru (REEUR), ako aj cena ropy na svetových trhoch (POILBRUSD). Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátor celkovej produkcie (PQBI) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 15.

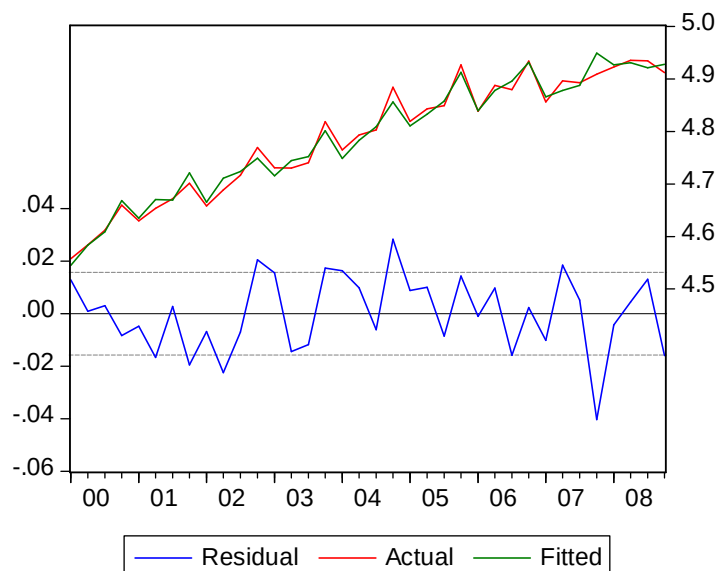


Obr. 15

Z grafu na obr. 15 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že deflátor celkovej produkcie vykazuje vysokú tesnosť závislosti s indexom cien priemyselných výrobcov ($R=0.952$) a s ukazovateľom tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.968$). Porovnateľne vysoká, ale negatívna korelácia existuje medzi deflátorom celkovej produkcie a výmenným kurzom koruny k americkému doláru ($R=-0.916$) resp. k euru ($R=-0.854$). Len mierne nižšiu úroveň korelácie vykazuje deflátor celkovej produkcie s cenou ropy na svetových trhoch ($R=0.712$).

Dependent Variable: LOG(PQBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(PQBI)=C(1)+C(2)*LOG(PPIBI)+C(3)*LOG(WPRBI*LDPRBI)+C(4)*LOG(REEURBI)+C(5)*LOG(POILBRUSDBI*REUSDBI)+C(6)*SD2

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-2.723479	0.509856	-5.341663	0.0000
C(2)	0.295789	0.083325	3.549807	0.0013
C(3)	0.442920	0.044318	9.994186	0.0000
C(4)	0.341882	0.057654	5.929846	0.0000
C(5)	0.033949	0.013982	2.427989	0.0214
C(6)	-0.011032	0.006062	-1.819849	0.0788
R-squared	0.983372	Mean dependent var	4.788890	
Adjusted R-squared	0.980600	S.D. dependent var	0.112810	
S.E. of regression	0.015713	Akaike info criterion	-5.317708	
Sum squared resid	0.007406	Schwarz criterion	-5.053789	
Log likelihood	101.7188	Durbin-Watson stat	1.897252	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru celkovej produkcie štatisticky významne ovplyvňovaný cenami priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPIBI), tzv. mzdovou bázou v priemysle (WPRBI*LDPRBI), cenou

ropy na svetových trhoch (POILBRUSDBI*REUSDBI) a výmenným kurzom koruny k euru (REEURBI). Sezónna premenná SD2 vyjadruje explicitne sezónny pokles deflátor celkovej produkcie v (každom) 2. štvrťroku analyzovaného obdobia.

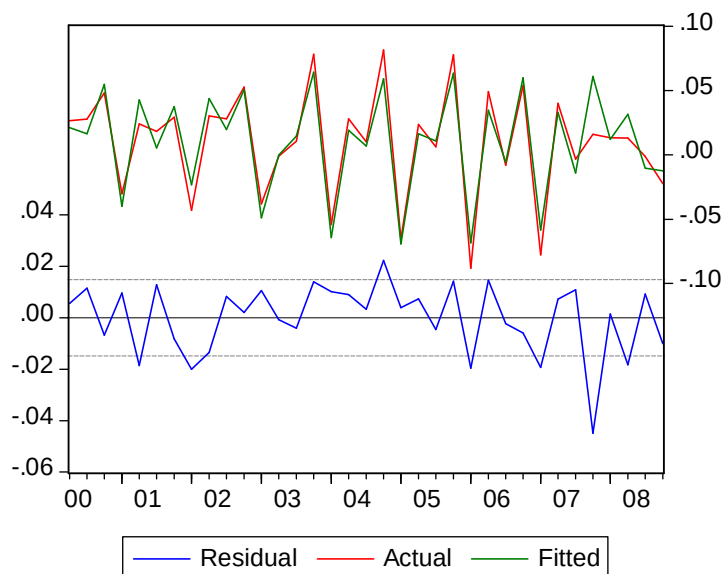
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátor celkovej produkcie a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji deflátor celkovej produkcie. Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene indexu cien priemyselných výrobcov resp. pri zmene tzv. mzdovej bázy v priemysle o 1% sa deflátor celkovej produkcie zmení cca o 0.3% resp. o 0.4% (*ceteris paribus*). Parameter $c(4)$ resp. $c(5)$ znamená, že pri zmene výmenného kurzu koruny k euru resp. pri zmene ceny ropy o 1% sa deflátor celkovej produkcie zmení cca o 0.3% resp. o 0.03% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPQBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátor celkovej produkcie z krátkodobého hľadiska³⁵.

Dependent Variable: DLOG(PQBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(PQBI)=C(2)*DLOG(PPIBI)+C(3)*DLOG(WPRBI*LDPRBI)+C(4)
*DLOG(POILBRUSDBI*REUSDBI)+C(5)*RESIDPQBI(-1)+C(6)
*D(SD4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.321651	0.155675	2.066164	0.0475
C(3)	0.256008	0.057159	4.478912	0.0001
C(4)	0.065045	0.017152	3.792241	0.0007
C(5)	-0.986922	0.176801	-5.582119	0.0000
C(6)	0.022779	0.008010	2.843941	0.0079
R-squared	0.891005	Mean dependent var		0.010120
Adjusted R-squared	0.876473	S.D. dependent var		0.042077
S.E. of regression	0.014789	Akaike info criterion		-5.458356
Sum squared resid	0.006561	Schwarz criterion		-5.236164
Log likelihood	100.5212	Durbin-Watson stat		2.380428

³⁵ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PQBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PQBI,0,1)=LOG(PQBI)-LOG(PQBI(-1))=(PQBI-PQBI(-1))/PQBI(-1)$.



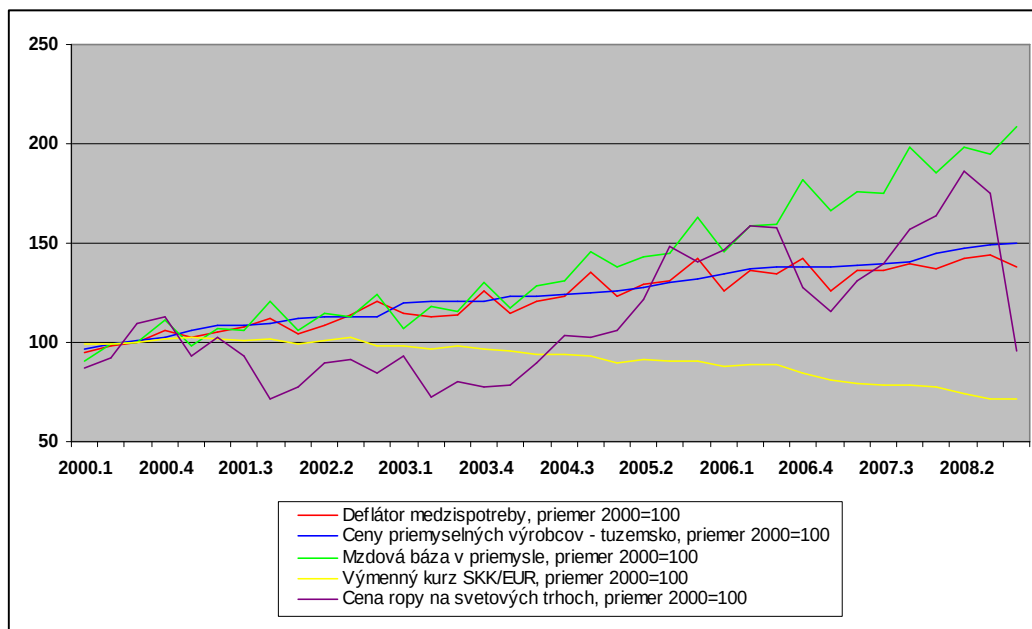
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Vzhľadom na to, že hodnota parametra korekčného člena je veľmi blízka 1, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období úplne korigovaná (cca na 100%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru celkovej produkcie sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu cien výrobcov (krátkodobá elasticita je zhruba rovnaká ako dlhodobá elasticita), krátkodobé zmeny v tzv. mzdovej báze v priemysle (krátkodobá elasticita je nižšia ako dlhodobá elasticita) a krátkodobé zmeny ceny ropy na svetových trhoch (krátkodobá elasticita je zhruba dvakrát vyššia ako dlhodobá elasticita). Zároveň sa ukázalo, že z krátkodobého hľadiska je vývoj deflátoru celkovej produkcie významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 4. štvrtroku analyzovaného obdobia.

2.6.2 Modelový vzťah pre deflátor medzispotreby

Pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru medzispotreby boli východiskom tie isté vysvetľujúce faktory ako pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru celkovej produkcie. Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátoru medzi-

spotreby (PICOBI) a časovými radmi daných vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 16.



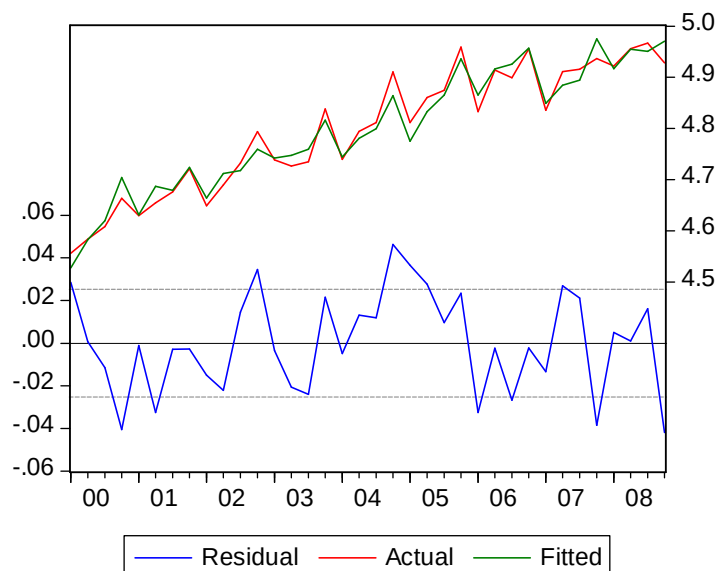
Obr. 16

Z grafu na obr. 16 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že deflátor medzi-spotreby vykazuje s uvedenými vysvetľujúcimi faktormi zhruba rovnako vysokú tesnosť závislosti ako deflátor celkovej produkcie.

Dependent Variable: LOG(PICOBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(PICOBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(PPIBI)} + C(3) * \text{LOG(REEURBI)} + C(4) * \text{LOG(POILBRUSDBI * REUSDBI)} + C(5) * \text{SD1} + C(6) * \text{SD4}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.926139	0.795254	-2.422041	0.0217
C(2)	0.980108	0.077582	12.63313	0.0000
C(3)	0.260223	0.090999	2.859630	0.0076
C(4)	0.088381	0.023178	3.813205	0.0006
C(5)	-0.025057	0.010523	-2.381268	0.0238
C(6)	0.062231	0.010654	5.841133	0.0000
R-squared	0.962823	Mean dependent var	4.798073	
Adjusted R-squared	0.956627	S.D. dependent var	0.121299	
S.E. of regression	0.025262	Akaike info criterion	-4.368024	
Sum squared resid	0.019145	Schwarz criterion	-4.104104	
Log likelihood	84.62443	Durbin-Watson stat	1.563773	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru medzispotreby štatisticky významne ovplyvňovaný cenami priemyselných výrobcov - tuzemsko (PPIBI), výmenným kurzom koruny k euru (REEURBI) a cenou ropy na svetových trhoch (POILBRUSDBI*REUSDBI). Sezónne premenné SD1 a SD4 vyjadrujú explicitne sezónny rast resp. sezónny pokles deflátoru medzispotreby v (každom) 2. resp. 4. štvrtroku analyzovaného obdobia.

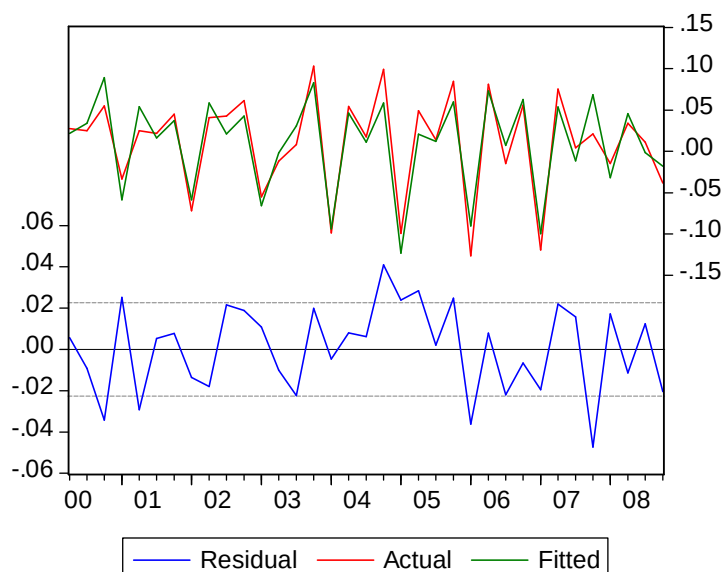
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru medzispotreby a vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a vysvetľuje vyše 96% rozptylu vo vývoji deflátoru medzispotreby. Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene indexu cien priemyselných výrobcov resp. pri zmene výmenného kurzu koruny k euru o 1% sa deflátor medzispotreby zmení cca o 1.0% resp. o 0.3% (*ceteris paribus*). Parameter $c(4)$ znamená, že pri zmene ceny ropy o 1% sa deflátor medzispotreby zmení cca o 0.1% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPICOB1) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru medzispotreby z krátkodobého hľadiska³⁶.

³⁶ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PICOB1 možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PICOB1,0,1)=LOG(PICOB1)-LOG(PICOB1(-1))=(PICOB1-PICOB1(-1))/PICOB1(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(PICOB1)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(PICOB1)=C(2)*DLOG(PPIB1)+C(3)*DLOG(POILBRUSDB1
*REUSDB1)+C(4)*RESIDPICOB1(-1)+C(5)*D(SD1)+C(6)*D(SD4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.653206	0.228825	2.854609	0.0077
C(3)	0.126785	0.027711	4.575215	0.0001
C(4)	-0.864633	0.177336	-4.875665	0.0000
C(5)	-0.023541	0.006697	-3.515402	0.0014
C(6)	0.065373	0.007004	9.333518	0.0000
R-squared	0.874969	Mean dependent var		0.010635
Adjusted R-squared	0.858298	S.D. dependent var		0.060038
S.E. of regression	0.022600	Akaike info criterion		-4.610130
Sum squared resid	0.015323	Schwarz criterion		-4.387938
Log likelihood	85.67728	Durbin-Watson stat		2.334164



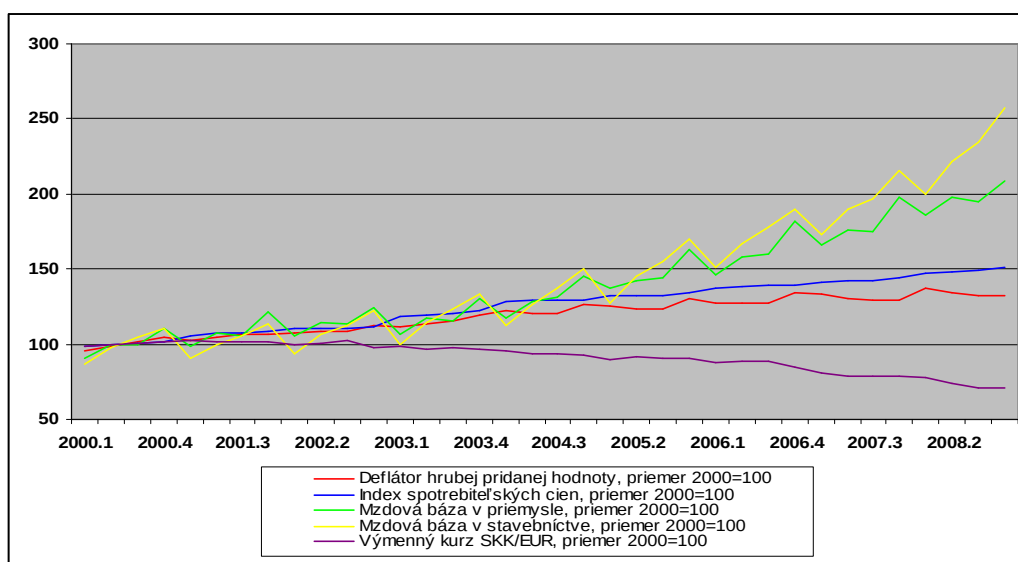
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Vzhľadom na to, že hodnota parametra korekčného člena je v absolútnej hodnote veľmi blízka 0.9, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období takmer úplne korigovaná (cca na 90%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru medzispotreby sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu cien výrobcov (krátkodobá elasticita je zhruba o tretinu menšia ako dlhodobá elasticita) a krátkodobé zmeny ceny ropy na svetových trhoch (krátkodobá elasticita je o tretinu vyššia ako dlhodobá elasticita).

Zároveň sa ukázalo, že z krátkodobého hľadiska je vývoj deflátoru medzis potreby významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bolo identifikované sezónne spomalenie resp. zrýchlenie jeho rastu v (každom) 1. resp. 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.6.3 Modelový vzťah pre deflátor hrubej pridanej hodnoty

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru hrubej pridanej hodnoty boli viaceré vysvetľujúce faktory, z ktorých možno za hlavný považovať index spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Do úvahy však prichádzajú aj ukazovatele tzv. mzdovej bázy v priemysle ($WPR \cdot LDPR$) resp. stavebníctve ($WST \cdot LDST$), ako aj nominálny výmenný kurz slovenskej koruny k euru (REEUR). Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátoru hrubej pridanej hodnoty (PGVABI) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičických indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 17.



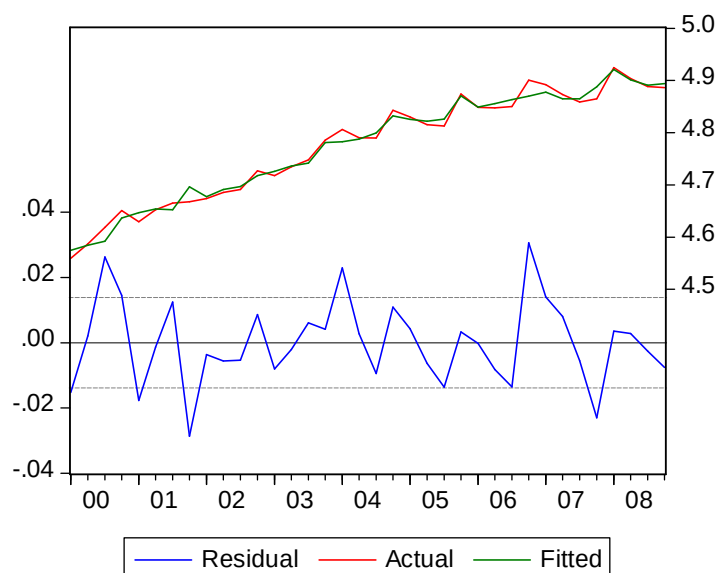
Obr. 17

Na základe obr. 17 aj výsledkov korelačnej analýzy možno konštatovať, že deflátor hrubej pridanej hodnoty vykazuje najvyššiu tesnosť závislosti s indexom spotrebiteľských cien ($R=0.977$). Veľmi vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi deflátorom hrubej pridanej hodnoty a ukazovateľmi tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.947$), v stavebníctve ($R=0.871$). Porovnateľne vysoká, ale negatívna korelácia

existuje medzi deflátorom hrubej pridanej hodnoty a výmenným kurzom slovenskej koruny k euru ($R=-0.865$).

Dependent Variable: LOG(PGVABI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
LOG(PGVABI)=C(1)+C(2)*LOG(CPIBI)+C(3)*LOG(W2BI*LD2BI)+C(4)
*LOG(REEURBI)+C(5)*SD1+C(6)*SD4*(TIME>=55.)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.869387	0.490456	-3.811525	0.0006
C(2)	0.407289	0.079483	5.124227	0.0000
C(3)	0.343803	0.054172	6.346509	0.0000
C(4)	0.307882	0.055219	5.575686	0.0000
C(5)	0.029518	0.007460	3.956733	0.0004
C(6)	-0.022248	0.010044	-2.215040	0.0345
R-squared	0.984416	Mean dependent var	4.774796	
Adjusted R-squared	0.981819	S.D. dependent var	0.102963	
S.E. of regression	0.013883	Akaike info criterion	-5.565231	
Sum squared resid	0.005782	Schwarz criterion	-5.301311	
Log likelihood	106.1742	Durbin-Watson stat	1.873907	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru hrubej pridanej hodnoty štatisticky významne ovplyvňovaný cenami na spotrebiteľskom trhu (CPIBI), tzv. mzdovou bázou v priemysle a stavebníctve ($W2BI*LD2BI$) a výmenným kurzom koruny k euru ($REEURBI$). Sezónna premenná $SD1$ resp. $SD4$ vyjadruje explicitne sezónny nárast resp. pokles deflátoru hrubej pridanej hodnoty v (každom) 1. resp. 4. štvrťroku analyzovaného obdobia³⁷.

³⁷ Vplyv sezónneho poklesu deflátoru hrubej pridanej hodnoty je však štatisticky významný až od 4. štvrťroku 2006, v ktorom premenná $TIME$ nadobúda hodnotu 55.

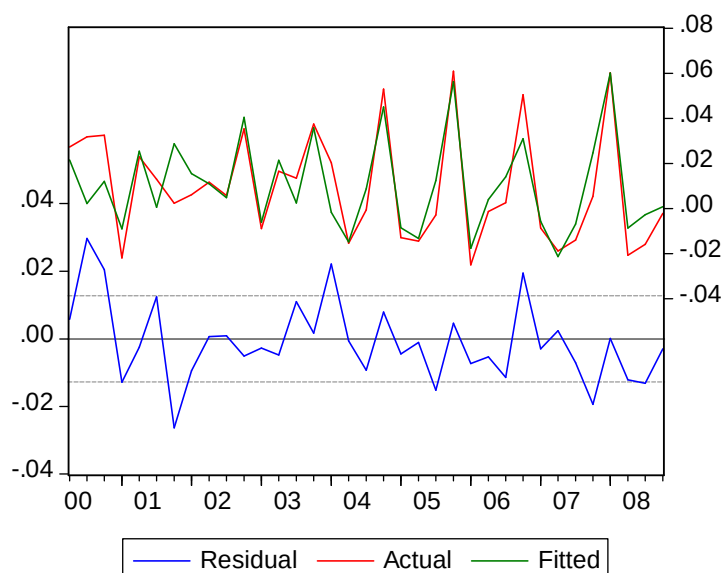
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru hrubej pridanej hodnoty a vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji deflátoru hrubej pridanej hodnoty. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene indexu spotrebiteľských cien resp. pri zmene tzv. mzdovej bázy v priemysle a stavebníctve o 1% sa deflátor hrubej pridanej hodnoty zmení cca o 0.4% resp. o 0.3% (*ceteris paribus*). Parameter $c(4)$ znamená, že pri zmene výmenného kurzu koruny voči euru o 1% sa deflátor hrubej pridanej hodnoty zmení cca o 0.3% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPGVABI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru hrubej pridanej hodnoty z krátkodobého hľadiska³⁸.

Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež vysoká. Vzhľadom na to, že hodnota parametra korekčného člena je veľmi blízka 1, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období takmer úplne korigovaná (cca na 97%).

Dependent Variable: DLOG(PGVABI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(PGVABI)=C(2)*DLOG(CPIBI)+C(3)*DLOG(W2BI*LD2BI)+C(4)*RESIDPGVABI(-1)+C(5)*D(SD1)+C(6)*D(SD4)*(TIME>=55.)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.316643	0.128597	2.462285	0.0198
C(3)	0.335298	0.039173	8.559319	0.0000
C(4)	-0.969672	0.171535	-5.652920	0.0000
C(5)	0.029068	0.005021	5.788817	0.0000
C(6)	-0.024975	0.006341	-3.938928	0.0005
R-squared	0.756421	Mean dependent var		0.009330
Adjusted R-squared	0.723944	S.D. dependent var		0.024280
S.E. of regression	0.012757	Akaike info criterion		-5.753944
Sum squared resid	0.004882	Schwarz criterion		-5.531752
Log likelihood	105.6940	Durbin-Watson stat		1.833060

³⁸ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PGVABI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PGVABI,0,1)=LOG(PGVABI)-LOG(PGVABI(-1))=(PGVABI-PGVABI(-1))/PGVABI(-1)$.

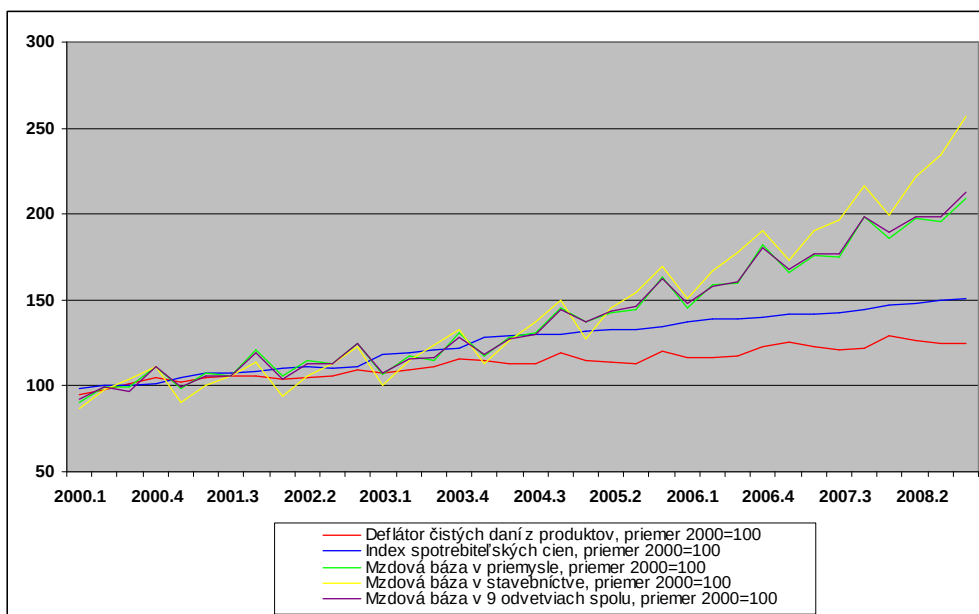


Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru hrubej pridanej hodnoty sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (krátkodobá elasticita je zhruba o štvrtinu menšia ako dlhodobá elasticita) a krátkodobé zmeny tzv. mzdovej bázy v priemysle a stavebníctve (krátkodobá elasticita sa výraznejšie neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity). Ukázalo sa, že z krátkodobého hľadiska je vývoj deflátoru hrubej pridanej hodnoty významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bolo identifikované sezónne zrýchlenie resp. spomalenie jeho rastu v (každom) 1. resp. 4. štvrťroku analyzovaného obdobia³⁹.

2.6.4 Modelový vzťah pre deflátor čistých daní z produktov

Hlavným vysvetľujúcim faktorom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru čistých daní z produktov bol index spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Ako ďalšie vysvetľujúce faktory prichádzajú do úvahy ukazovatele tzv. mzdovej bázy v priemysle ($WPR \cdot LDPR$), stavebníctve ($WST \cdot LDST$) a v 9 odvetviach ($W9 \cdot LD9$). Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátoru čistých daní z produktov ($PNTXBI$) a časovými radmi daných vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičských indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 18.

³⁹ Vplyv sezónneho spomalenia rastu deflátoru hrubej pridanej hodnoty je však štatisticky významný až od 4. štvrťroka 2006, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 55.



Obr. 18

Na základe obr. 18 aj výsledkov korelačnej analýzy možno konštatovať, že deflátor čistých daní z produktov vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s indexom spotrebiteľských cien tovarov a služieb ($R=0.959$). Veľmi vysoká úroveň korelácie existuje aj medzi deflátorom čistých daní z produktov a každým z uvedených troch ukazovateľov tzv. mzdovej bázy v priemysle ($R=0.955$), v stavebníctve ($R=0.897$) a v 9 odvetviach ($R=0.930$). Súvisí to taktiež so skutočnosťou, že vývoj deflátoru čistých daní z produktov podlieha tiež vplyvu sezónnosti, ktorý je viditeľný najmä v druhej polovici analyzovaného obdobia.

Dependent Variable: LOG(PNTXBI)

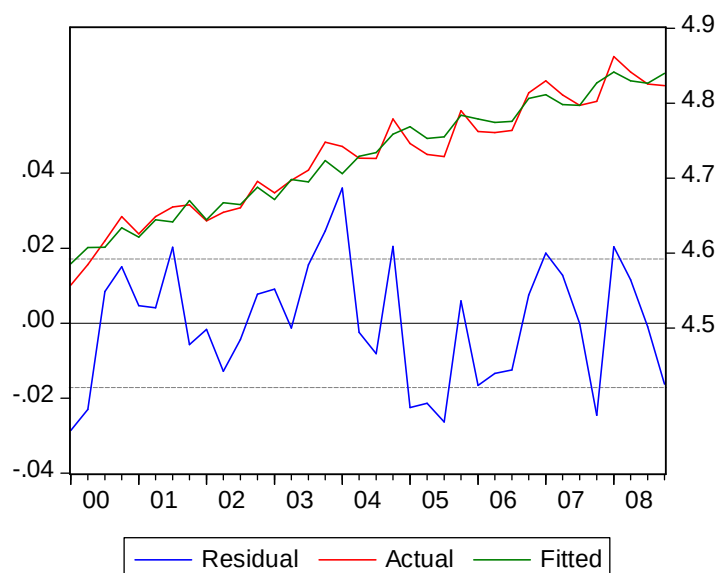
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2008:4

Included observations: 36

LOG(PNTXBI)=C(1)+C(2)*LOG(CPIBI)+C(3)*LOG(WPRBI*LDPRBI)
+C(4)*SD1*(TIME>=48.)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.783097	0.124824	14.28489	0.0000
C(2)	0.177814	0.081447	2.183188	0.0365
C(3)	0.217946	0.045579	4.781720	0.0000
C(4)	0.025245	0.009895	2.551437	0.0157
R-squared	0.955457	Mean dependent var	4.726625	
Adjusted R-squared	0.951281	S.D. dependent var	0.077530	
S.E. of regression	0.017113	Akaike info criterion	-5.193535	
Sum squared resid	0.009371	Schwarz criterion	-5.017589	
Log likelihood	97.48363	Durbin-Watson stat	1.348493	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj deflátoru čistých daní z produktov štatisticky významne ovplyvňovaný cenami na spotrebiteľskom trhu (CPIBI) a tzv. mzdovou bázou v priemysle (WPRBI*LDPRBI). Sezónna premenná SD1 vyjadruje explicitne sezónny nárast deflátoru čistých daní z produktov v (každom) 1. štvrtroku analyzovaného obdobia⁴⁰.

Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru hrubej pridanej hodnoty a vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a vysvetľuje vyše 94% rozptylu vo vývoji deflátoru čistých daní z produktov.

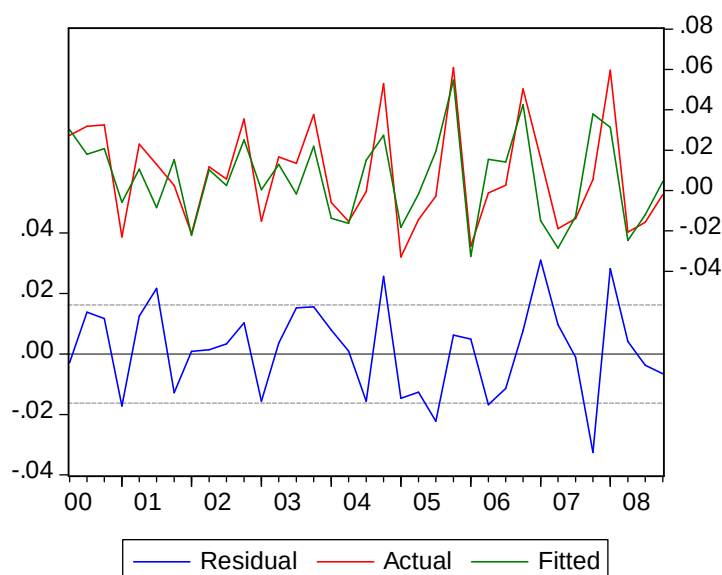
Parametre $c(1)$ až $c(3)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb resp. pri zmene tzv. mzdovej bázy v priemysle o 1% sa deflátor čistých daní z produkcie zmení cca o 0.2% resp. o 0.2% (*ceteris paribus*). Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPNTXBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru čistých daní z produktov z krátkodobého hľadiska⁴¹.

⁴⁰ Vplyv sezónneho nárastu deflátoru čistých daní z produktov je však štatisticky významný až od 1. štvrtroka 2005, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 48.

⁴¹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PNTXBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PNTXBI,0,1)=LOG(PNTXBI)-LOG(PNTXBI(-1))=(PNTXBI-PNTXBI(-1))/PNTXBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(PNTXBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(PNTXBI)=C(2)*DLOG(CPIBI)+C(3)*DLOG(W2BI*LD2BI)+C(4)
*RESIDPNTXBI(-1)+C(5)*D(SD2)+C(6)*SD2(-1)+C(7)*D(SD4)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.716185	0.181579	3.944212	0.0005
C(3)	0.533173	0.140422	3.796923	0.0007
C(4)	-0.711782	0.178583	-3.985712	0.0004
C(5)	-0.050252	0.013785	-3.645532	0.0010
C(6)	-0.056047	0.015637	-3.584284	0.0012
C(7)	-0.035426	0.015782	-2.244696	0.0326
R-squared	0.660625	Mean dependent var	0.007602	
Adjusted R-squared	0.602112	S.D. dependent var	0.025703	
S.E. of regression	0.016213	Akaike info criterion	-5.251162	
Sum squared resid	0.007623	Schwarz criterion	-4.984531	
Log likelihood	97.89533	Durbin-Watson stat	2.178894	



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je dostatočne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Vzhľadom na to, že hodnota parametra korekčného člena je v absolútnej hodnote veľmi blízka 0.7, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná z viac ako dvoch tretín (cca na 70%).

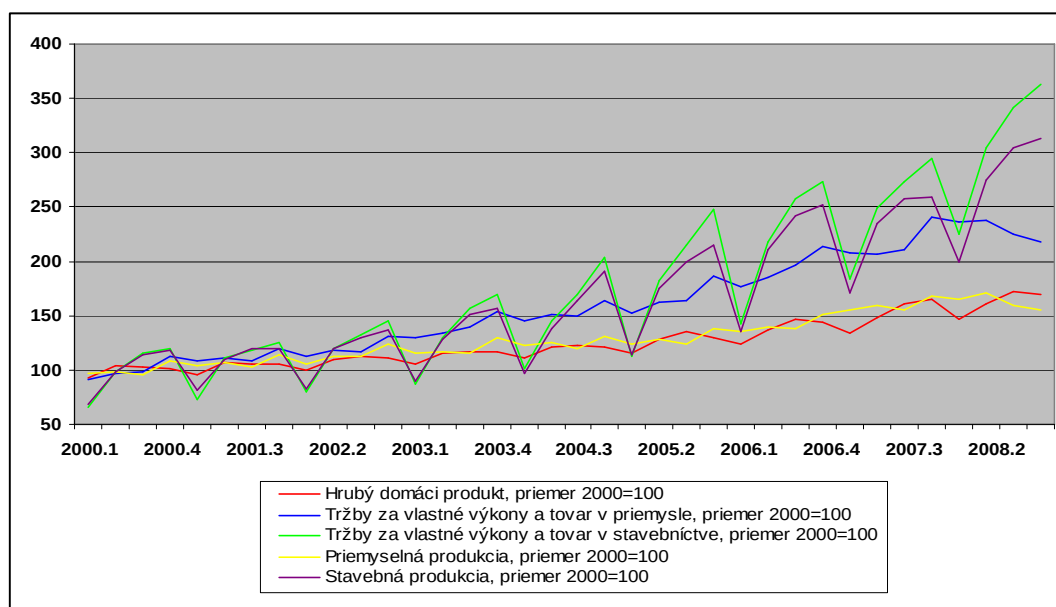
Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru čistých daní z produktov sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (krátkodobá elasticita je zhruba štyrikrát vyššia ako dlhodobá elasticita)

a krátkodobé zmeny tzv. mzdovej bázy v priemysle a stavebníctve (krátkodobá elasticita je zhruba dvakrát vyššia ako dlhodobá elasticita voči tzv. mzdovej báze v priemysle). Z krátkodobého hľadiska je vývoj deflátoru hrubej pridanej hodnoty významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 2. a 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.7 Modelové vzťahy na rýchly odhad HDP priamym spôsobom

2.7.1 Modelový vzťah pre rýchly odhad tvorby HDP

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu pre rýchly odhad hrubého domáceho produktu (Y) v stálych cenách (z hľadiska tvorby) boli tržby za vlastné výkony a tovar v priemysle (TRINDP) resp. v stavebníctve (TRCONP) v bežných cenách a index priemyselnej produkcie (IPP) resp. stavebná produkcia (CONP) v bežných cenách, ktoré prichádzajú do úvahy ako hlavné vysvetľujúce faktory. Tesnosť závislosti medzi časovým radom HDP (YBI) a časovými radmi uvedených štyroch ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 19.



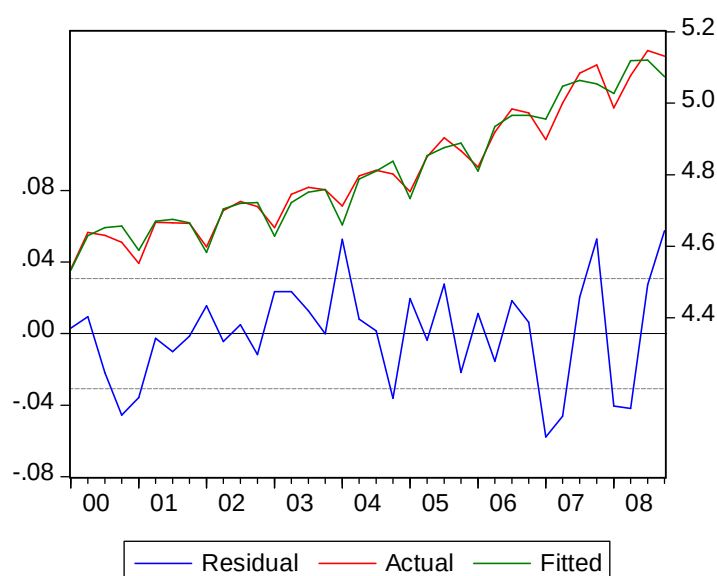
Obr. 19

Z obr. 19 vyplýva, že vývojová tendencia HDP vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s vývojom všetkých štyroch vysvetľujúcich faktorov. Podľa výsledkov korelačnej analýzy existuje najvyššia tesnosť závislosti medzi HDP a produkciou stavebníctva ($R=0.966$) resp. medzi HDP a tržbami za vlastné výkony a tovar v stavebníctve ($R=0.965$). Porovnateľne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi HDP a tržbami za vlastné výkony a tovar v priemysle ($R=0.945$) resp. medzi HDP a produkciou priemyslu ($R=0.929$). Mierne vyššiu úroveň korelácie HDP s ukazovateľmi stavebníctva možno vysvetliť väčšou podobnosťou ich vzájomného vývoja z hľadiska sezónnosti ako je tomu v prípade HDP a ukazovateľov priemyslu.

Dependent Variable: LOG(YBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(YBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(IPPBI)} + C(3) * \text{LOG(CONPBI/PPICBI)} + C(4) * \text{TIME} * (\text{TIME} \geq 45.) + C(5) * \text{TIME} * \text{TIME} * (\text{TIME} \geq 56.) + C(6) * \text{SD4}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.785239	0.394199	7.065574	0.0000
C(2)	0.401647	0.084008	4.781086	0.0000
C(3)	0.250215	0.031182	8.024359	0.0000
C(4)	0.002163	0.000946	2.287997	0.0294
C(5)	4.06E-05	1.95E-05	2.081186	0.0461
C(6)	-0.046232	0.014030	-3.295254	0.0025
R-squared	0.972534	Mean dependent var	4.812525	
Adjusted R-squared	0.967957	S.D. dependent var	0.171880	
S.E. of regression	0.030768	Akaike info criterion	-3.973697	
Sum squared resid	0.028399	Schwarz criterion	-3.709777	
Log likelihood	77.52655	Durbin-Watson stat	1.622488	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj objemu HDP (z hľadiska tvorby) je z dlhodobého hľadiska ovplyvnený štatisticky významne indexom produkcie priemyslu (IPPBI) a objemom produkcie stavebníctva, ktorý je odvodený z jej nominálnej hodnoty (CONPBI) prostredníctvom zohľadnenia vplyvu vývoja cien výrobcov v stavebníctve (PPICBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných faktorov, najmä vplyv generovaný produkciou ostatných odvetví ekonomiky (okrem priemyslu a stavebníctva) na HDP. Sezónna premenná SD4 vyjadruje explicitne tú časť pravidelného sezónneho poklesu objemu HDP v 4. štvrťroku, ktorá nie je vysvetlená sezónnym poklesom vysvetľujúcich premenných.

Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom HDP a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože vysvetľuje vyše 97% rozptylu vo vývoji objemu HDP v analyzovanom období.

Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parametre $c(2)$ resp. $c(3)$ znamenajú, že vplyvom zmeny objemu produkcie v priemysle resp. v stavebníctve o 1% sa objem reálneho HDP zmení cca o 0.4% resp. o 0.25% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že ostatné odvetvia ekonomiky prispievali k rastu objemu HDP cca o 0.2% štvrťročne resp. o 0.8% ročne⁴². Záporná hodnota parametra $c(6)$ znamená, že vývoj objemu HDP sa v analyzovanom období vyznačoval pravidelným sezónnym poklesom v (každom) 4. štvrťroku.

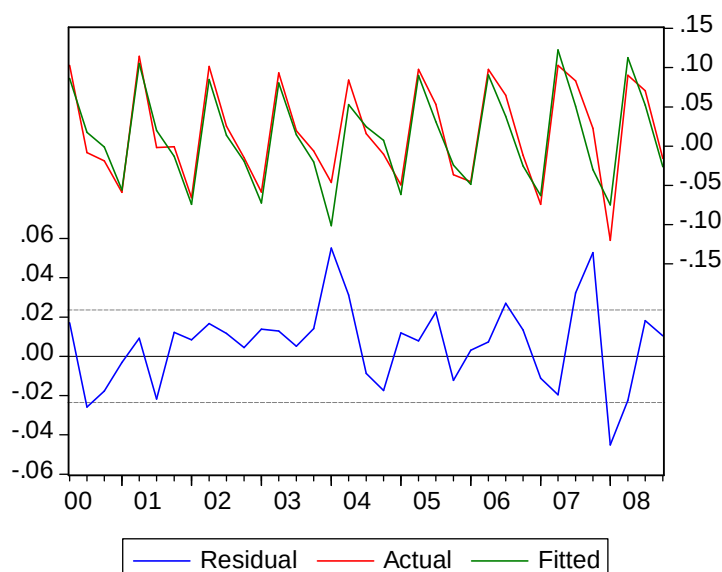
Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDYBIS) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, čiže typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu HDP z krátkodobého hľadiska⁴³.

⁴² Podľa výsledkov kvantifikácie je však vplyv tohto faktora štatisticky významný až od 2. štvrťroka 2004, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 45. Tento faktor môže teda do určitej miery aproximovať tiež pozitívny vplyv na rast HDP súvisiaci so vstupom SR do EÚ (1. mája 2004). Pozitívny vplyv nových výrobných kapacít vytvorených zásluhou FDI - hlavne v automobilovom a elektrotechnickom priemysle - na akceleráciu dynamiky rastu HDP od 1. štvrťroka 2006, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 56, vyjadruje parameter $c(5)$.

⁴³ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu YBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(YBI,0,1)=LOG(YBI)-LOG(YBI(-1))=(YBI-YBI(-1))/YBI(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(YBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(YBI)=C(2)*DLOG(LDSTBI)+C(3)*DLOG(CONPBI/PPICBI)
+C(4)*RESIDYBIS(-1)+C(5)*D(SD2)+C(6)*D(SD3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.400958	0.212750	1.884644	0.0692
C(3)	0.155456	0.021681	7.170106	0.0000
C(4)	-0.757802	0.162655	-4.658950	0.0001
C(5)	0.020035	0.007189	2.787102	0.0091
C(6)	0.014565	0.007976	1.826179	0.0778
R-squared	0.879816	Mean dependent var		0.017017
Adjusted R-squared	0.863792	S.D. dependent var		0.063689
S.E. of regression	0.023505	Akaike info criterion		-4.531618
Sum squared resid	0.016575	Schwarz criterion		-4.309426
Log likelihood	84.30332	Durbin-Watson stat		1.652954



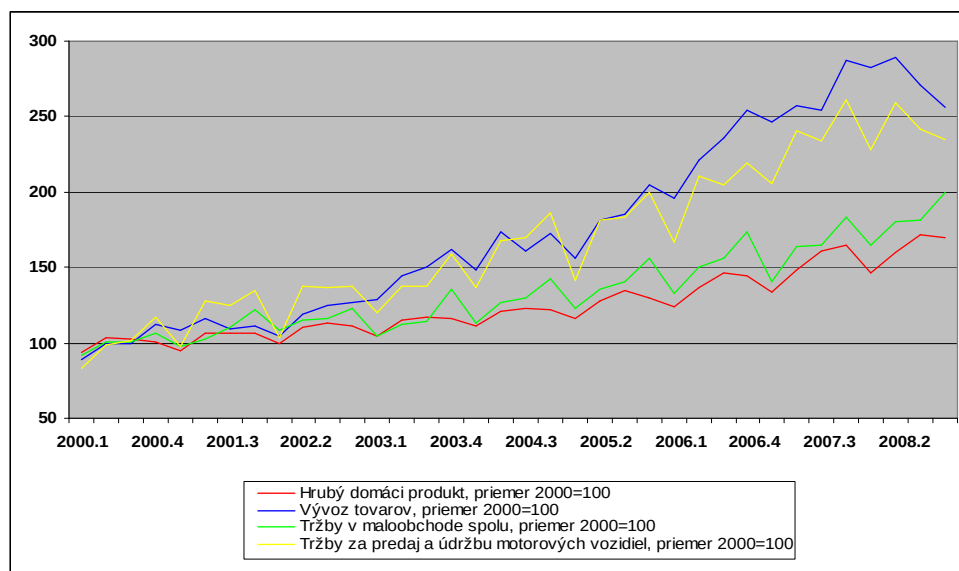
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu je zrejماً vysoká výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM*. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.75, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná zhruba z troch štvrtín (cca na 75%).

Je zaujímavé, že pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu HDP sú štatisticky významné len krátkodobé zmeny ukazovateľov stavebníctva, menovite zamestnanosti v stavebníctve (LDSTBI) a produkcie stavebníctva (krátkodobá elasti-

cita je zhruba o polovicu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita). Z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu HDP významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 2. a 3. štvrťroku analyzovaného obdobia.

2.7.2 Modelový vzťah pre rýchly odhad použitia HDP

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu pre rýchly odhad hrubého domáceho produktu (Y) v stálych cenách (z hľadiska použitia) bol vývoz tovarov v bežných cenách (EGP) resp. tržby v maloobchode spolu (RS52P) a tržby za predaj a údržbu motorových vozidiel (RS50P) v bežných cenách, ktoré prichádzajú do úvahy ako hlavné vysvetľujúce faktory. Tesnosť závislosti medzi časovým radom HDP (YBI) a časovými radmi uvedených troch ukazovateľov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno vizuálne posúdiť pomocou grafu na obr. 20.



Obr. 20

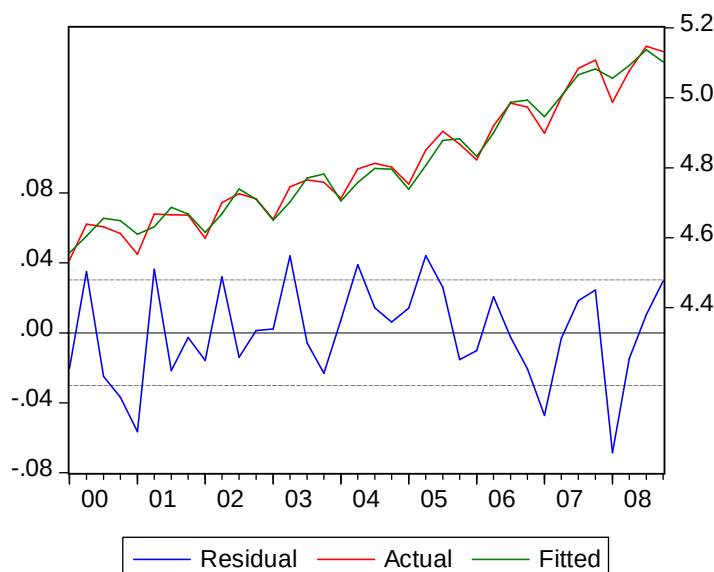
Z obr. 20 je zrejmé, že vývojová tendencia HDP vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s vývojom všetkých troch vysvetľujúcich faktorov. Podľa výsledkov korelačnej analýzy existuje najvyššia tesnosť závislosti medzi HDP a tržbami v maloobchode spolu ($R=0.965$) resp. medzi HDP a tržbami za predaj a údržbu motorových vozidiel ($R=0.964$). Porovnateľne vysoká úroveň korelácie však existuje aj medzi HDP a vývozom tovaru ($R=0.955$).

Dependent Variable: LOG(YBI)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(YBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(EGPBI/PIPIBI)} + C(3) * \text{LOG(RS52PBI/CPIBI)} + C(4) * \text{TIME} * (\text{TIME} < 45.) + C(5) * \text{TIME} * \text{TIME} * (\text{TIME} >= 45.) + C(6) * \text{SD3}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.596657	0.011874	387.1245	0.0000
C(2)	0.283629	0.059556	4.762379	0.0000
C(3)	0.224082	0.069984	3.201915	0.0032
C(4)	0.005261	0.001378	3.817128	0.0006
C(5)	0.000239	4.20E-05	5.684360	0.0000
C(6)	0.051223	0.011675	4.387417	0.0001

R-squared	0.973464	Mean dependent var	4.812525
Adjusted R-squared	0.969042	S.D. dependent var	0.171880
S.E. of regression	0.030242	Akaike info criterion	-4.008140
Sum squared resid	0.027438	Schwarz criterion	-3.744220
Log likelihood	78.14652	Durbin-Watson stat	1.891229



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj objemu HDP (z hľadiska použitia) je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný jednak objemom vývozu tovarov, ktorý je odvodený z jeho nominálnej hodnoty (EGPBI) prostredníctvom zohľadnenia vplyvu cien priemyselných výrobcov (PIPIBI), jednak objemom tržieb v maloobchode, ktorý je odvodený z ich nominálnej hodnoty pomocou indexu spotrebiteľských cien (CPIBI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných dopytových faktorov. Sezónna premenná SD3 vyjadruje explicitne tú časť pravidelného sezónneho rastu objemu HDP v 3. štvrťroku, ktorá nie je vysvetlená sezónnym rastom vysvetľujúcich premenných.

Kvantifikovaný modelový vzťah spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom HDP a danými vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť, pretože vysvetľuje vyše 97% rozptylu vo vývoji objemu HDP v analyzovanom období.

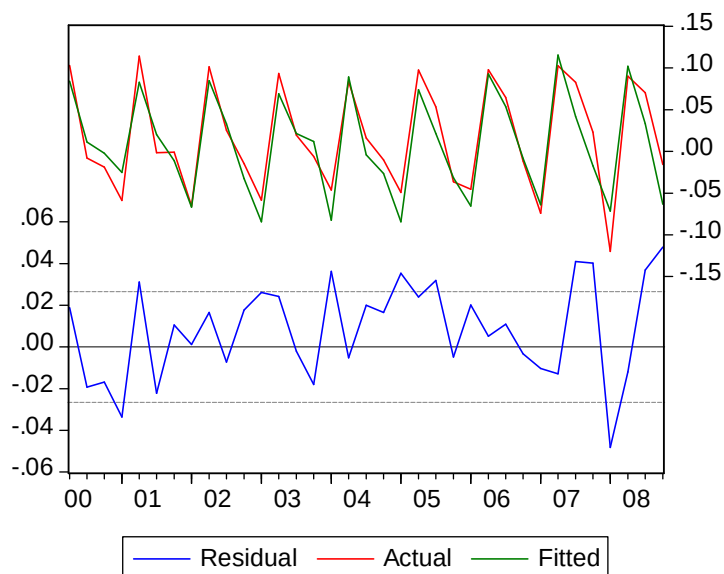
Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Z parametrov $c(2)$ resp. $c(3)$ vyplýva, že vplyvom zmeny objemu vývozu tovarov resp. tržieb v maloobchode o 1% sa reálny HDP zmení cca o 0.3% resp. o 0.2% (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vyplýva, že ostatné dopytové faktory prispievali k rastu objemu HDP cca o 0.5% štvrťročne resp. o 2.0% ročne⁴⁴. Kladná hodnota parametra $c(6)$ znamená, že vývoj reálneho HDP sa v analyzovanom období vyznačoval pravidelným sezónnym rastom v (každom) 3. štvrťroku.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDYBID) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, čiže typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu objemu HDP z krátkodobého hľadiska⁴⁵:

Dependent Variable: DLOG(YBI)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(YBI)=C(2)*DLOG(EGPBI/PPIBI)+C(3)*DLOG(RS52PBI/CPIBI)				
+C(4)*RESIDYBID(-1)+C(5)*D(SD2)+C(6)*D(SD3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.271062	0.096828	2.799408	0.0089
C(3)	0.311046	0.056973	5.459518	0.0000
C(4)	-0.789160	0.226781	-3.479837	0.0016
C(5)	0.020372	0.010416	1.955770	0.0599
C(6)	0.063301	0.007309	8.660583	0.0000
R-squared	0.847407	Mean dependent var		0.017017
Adjusted R-squared	0.827061	S.D. dependent var		0.063689
S.E. of regression	0.026486	Akaike info criterion		-4.292865
Sum squared resid	0.021045	Schwarz criterion		-4.070672
Log likelihood	80.12513	Durbin-Watson stat		1.673555

⁴⁴ Podľa výsledkov kvantifikácie sa vplyv týchto faktorov výrazne zintenzívnil od vstupu SR do EÚ, teda od 2. štvrťroka 2004, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 45. Tento ich pozitívny vplyv vyjadruje parameter $c(5)$.

⁴⁵ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu YBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(YBI,0,1)=LOG(YBI)-LOG(YBI(-1))=(YBI-YBI(-1))/YBI(-1)$.



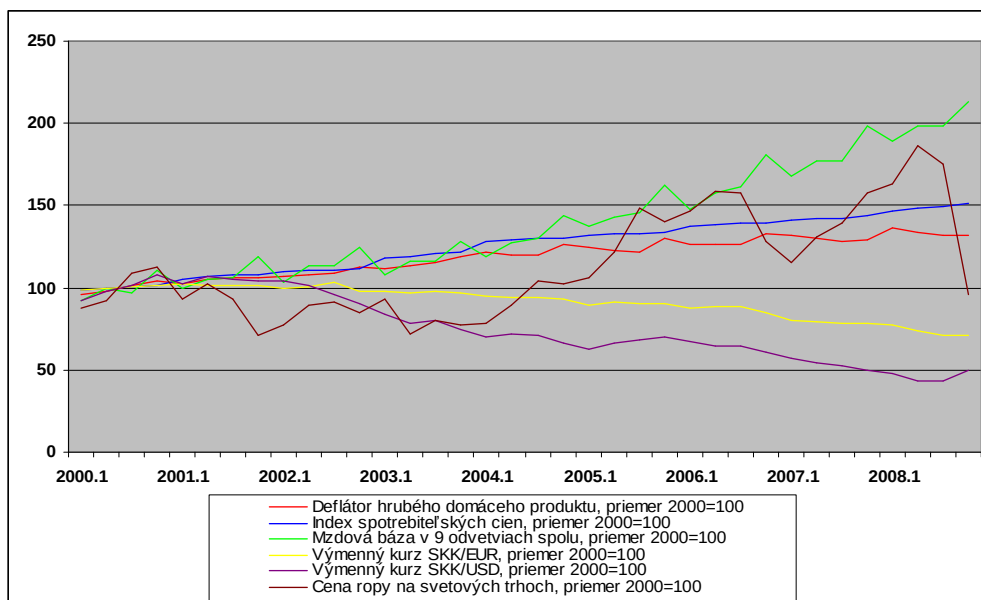
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík i z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný. Vzhľadom na to, že jeho hodnota je veľmi blízka 0.8, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období (štvrtroku) je v nasledujúcom období korigovaná zhruba zo štyroch pätín (cca na 80%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji objemu HDP (z hľadiska použitia) sú štatisticky významné krátkodobé zmeny objemu vývozu tovarov aj tržieb v maloobchode (krátkodobé elasticity sa výraznejšie neodlišujú od príslušných dlhodobých elasticít). Z krátkodobého hľadiska je vývoj objemu HDP významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo sezónne zrýchlenie jeho rastu identifikované v (každom) 2. aj 3. štvrtroku analyzovaného obdobia.

2.7.3 Modelový vzťah pre rýchly odhad deflátoru HDP

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru HDP boli viaceré vysvetľujúce faktory, z ktorých možno za hlavný považovať index spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI). Z ďalších vysvetľujúcich faktorov prichádza do úvahy mzdová báza v 9 odvetviach ($W9*LD9$), výmenný kurz slovenskej koruny k euru (REEUR) resp. k americkému

doláru (REUSD), ako aj cena ropy na svetových trhoch (POILBRUSD). Tesnosť závislosti medzi časovým radom deflátora HDP (PYBI) a časovými radmi uvedených vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 21.



Obr. 21

Z grafu na obr. 21 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že deflátor hrubého domáceho produktu vykazuje veľmi vysokú tesnosť závislosti s indexom spotrebiteľských cien tovarov a služieb ($R=0.977$) a s ukazovateľom tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach ($R=0.913$). Porovnateľne vysoká, ale negatívna korelácia existuje medzi deflátorom hrubého domáceho produktu a výmenným kurzom slovenskej koruny k americkému doláru ($R=-0.937$) resp. k euru ($R=-0.868$). Najnižšiu úroveň korelácie vykazuje deflátor hrubého domáceho produktu s cenou ropy na svetových trhoch ($R=0.678$).

Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj deflátoru hrubého domáceho produktu je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný vývojom cien na spotrebiteľskom trhu (CPIBI), tzv. mzdovou bázou v 9 odvetviach spolu (W9BI*LD9BI) a výmenným kurzom koruny k euru (REEURBI). Sezónna premenná SD1 vyjadruje explicitne tú časť pravidelného sezónneho rastu deflátoru HDP v (každom) 1. štvrťroku analyzovaného obdobia, ktorá nie je vysvetlená sezónnym rastom vysvetľujúcich premenných.

Dependent Variable: LOG(PYBI)

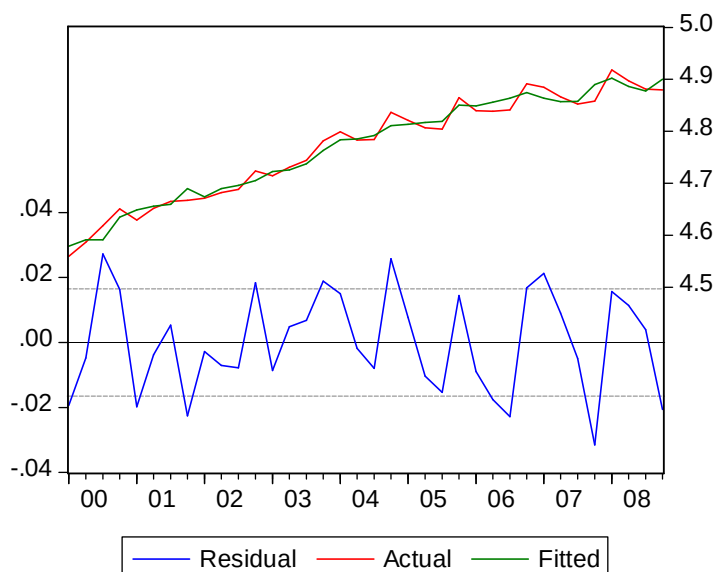
Method: Least Squares

Sample: 2000:1 2008:4

Included observations: 36

$$\text{LOG(PYBI)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(CPIBI)} + C(3) * \text{LOG(LD9BI} * \text{W9BI)} + C(4) * \text{LOG(REEURBI)} + C(5) * \text{SD1}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-1.992375	0.702071	-2.837852	0.0079
C(2)	0.602960	0.067178	8.975602	0.0000
C(3)	0.234396	0.055040	4.258629	0.0002
C(4)	0.358850	0.079377	4.520823	0.0001
C(5)	0.014870	0.007636	1.947534	0.0606
R-squared	0.975956	Mean dependent var	4.769784	
Adjusted R-squared	0.972853	S.D. dependent var	0.100104	
S.E. of regression	0.016493	Akaike info criterion	-5.243456	
Sum squared resid	0.008433	Schwarz criterion	-5.023523	
Log likelihood	99.38221	Durbin-Watson stat	1.798553	

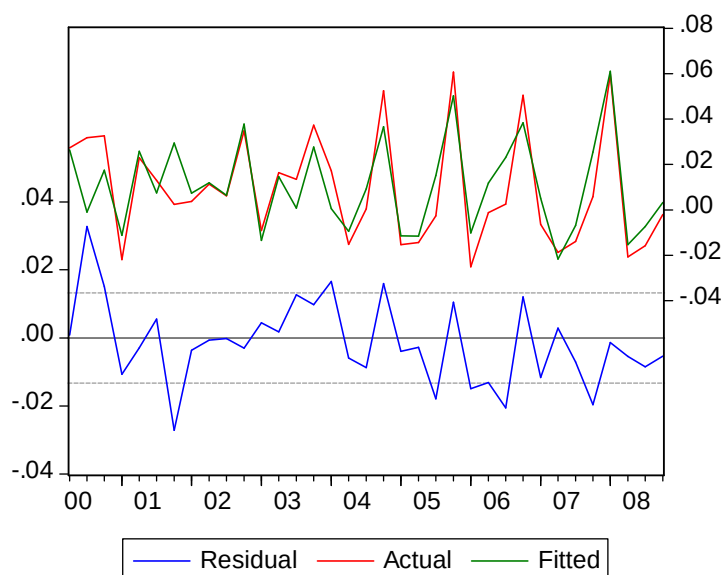


Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru hrubého domáceho produktu a vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a vysvetľuje vyše 97% rozptylu vo vývoji deflátoru HDP. Parametre $c(1)$ až $c(5)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene indexu spotrebiteľských cien resp. pri zmene tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach spolu o 1% sa deflátor hrubého domáceho produktu zmení cca o 0.6% resp. o 0.2% (*ceteris paribus*). Parameter $c(4)$ znamená, že pri zmene výmenného kurzu koruny voči euru o 1% sa deflátor HDP zmení cca o 0.35% (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDPYBI) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu deflátoru hrubej pridanej hodnoty z krátkodobého hľadiska⁴⁶.

Dependent Variable: DLOG(PYBI)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(PYBI)=C(2)*DLOG(CPIBI)+C(3)*DLOG(W9BI*LD9BI)+C(4)*RESIDPYBI(-1)+C(5)*D(SD1)+C(6)*D(SD4)*(TIMEQ>=55.)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.444749	0.135749	3.276260	0.0027
C(3)	0.286518	0.040786	7.024985	0.0000
C(4)	-0.931563	0.153402	-6.072707	0.0000
C(5)	0.018780	0.004544	4.132867	0.0003
C(6)	-0.017201	0.006467	-2.659791	0.0124
R-squared	0.735593	Mean dependent var		0.009145
Adjusted R-squared	0.700339	S.D. dependent var		0.024167
S.E. of regression	0.013229	Akaike info criterion		-5.681235
Sum squared resid	0.005250	Schwarz criterion		-5.459042
Log likelihood	104.4216	Durbin-Watson stat		1.845115



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež vysoká. Vzhľadom na to, že hodnota parametra korekčného člena je

⁴⁶ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu PYBI možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(PYBI,0,1)=LOG(PYBI)-LOG(PYBI(-1))=(PYBI-PYBI(-1))/PYBI(-1)$.

veľmi blízka 1, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období takmer úplne korigovaná (cca na 93%)

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji deflátoru hrubého domáceho produktu sú štatisticky významné krátkodobé zmeny indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb (krátkodobá elasticita je zhruba o tretinu menšia ako dlhodobá elasticita) a krátkodobé zmeny tzv. mzdovej bázy v 9 odvetviach spolu (krátkodobá elasticita sa výraznejšie neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity). Z krátkodobého hľadiska je vývoj deflátoru HDP významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované nielen sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 1. štvrťroku, ale aj sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 4. štvrťroku analyzovaného obdobia⁴⁷.

⁴⁷ Vplyv sezónneho spomalenia rastu deflátoru hrubého domáceho produktu je však štatisticky významný až od 4. štvrťroka 2006, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 55.

3. MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI (V METODIKE ESNÚ 95)

Modelový aparát na rýchle odhady vývoja HDP tvoria tiež jednorovnicové ekonometrické modely, ktoré majú tvar modelov s členom korigujúcim chyby (*ECM*). Ich vysvetľujúcimi faktormi sú relevantné odvetvové alebo makroekonomické ukazovatele kvantitatívneho charakteru, ktorých vývoj je v momente prípravy rýchlych odhadov celkovej zamestnanosti (podľa metodiky ESNÚ 95) za referenčný štvrťrok už známy. Jedná sa najmä o ukazovatele zamestnanosti, ktorých vývoj sa štatisticky sleduje buď s mesačnou alebo štvrťročnou periodicitou.

V prvom prípade ide o ukazovatele vyjadrujúce vývoj zamestnanosti vo vybraných odvetviach slovenskej ekonomiky⁴⁸, v druhom prípade ide o celkovú zamestnanosť v slovenskej ekonomike vyjadrenú v metodike výberových zisťovaní pracovných síl (VZPS). Zamestnanosť v metodike VZPS sa síce štatisticky sleduje so štvrťročnou periodicitou, ale pretože údaje o jej vývoji v referenčnom štvrťroku sú v čase $T+38$ dní po jeho skončení už známe, možno ich (tiež) využiť na zostavenie rýchleho odhadu celkovej zamestnanosti (podľa metodiky ESNÚ 95).

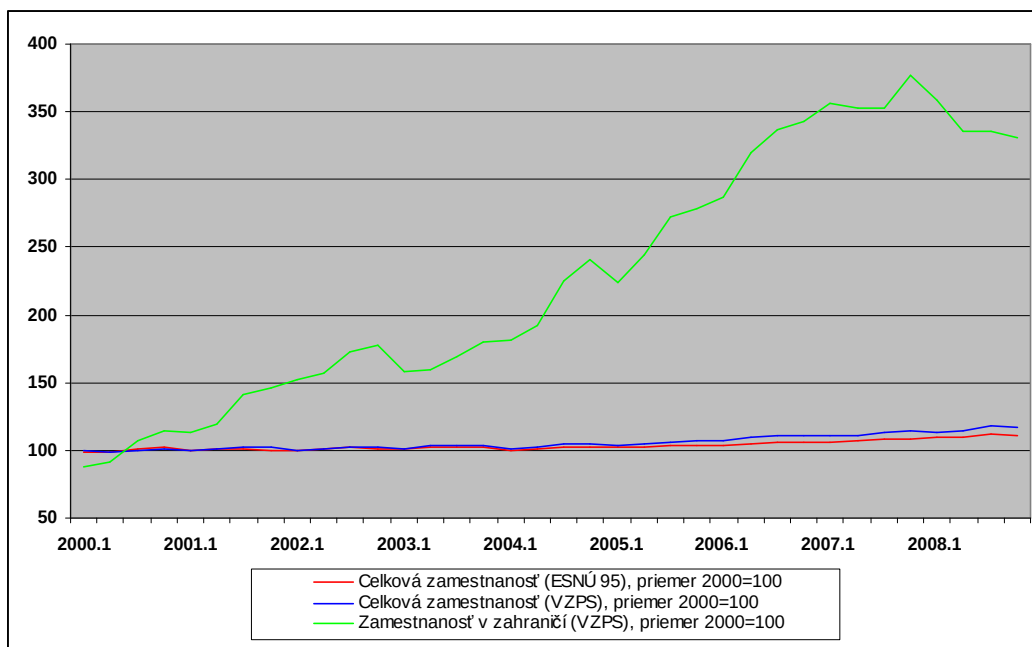
Parametre modelových vzťahov boli kvantifikované pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS). Na kvantifikáciu boli použité originálne časové rady príslušných ukazovateľov - pokrývajúce obdobie od 1. štvrťroka 2000 do 4. štvrťroka 2008 - v kombinácii so sezónnymi premennými. Sezónna analýza totiž ukázala, že vývoj prevažnej väčšiny týchto časových radov je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnej zložky. Väčšinou ide o integrované časové rady typu $I(1)$, čo znamená, 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.

3.1 Modelový vzťah pre celkovú zamestnanosť (založený na údajoch VZPS)

Východisko pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad celkovej zamestnanosti (v metodike ESNÚ 95) tvorili dva vysvetľujúce faktory, menovite celková zamestnanosť v metodike VZPS (LDT_ILO) a za-

⁴⁸ Štvrťročné časové rady zamestnanosti vo vybraných odvetviach vznikli transformáciou z ich pôvodných, teda mesačných časových radov.

mestnanosť v zahraničí v metodike VZPS (LDF_ILO). Tesnosť závislosti medzi časovým radom celkovej zamestnanosti (LDTBI_ESNU) a časovými radmi uvedených dvoch vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe bázičských indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 22.

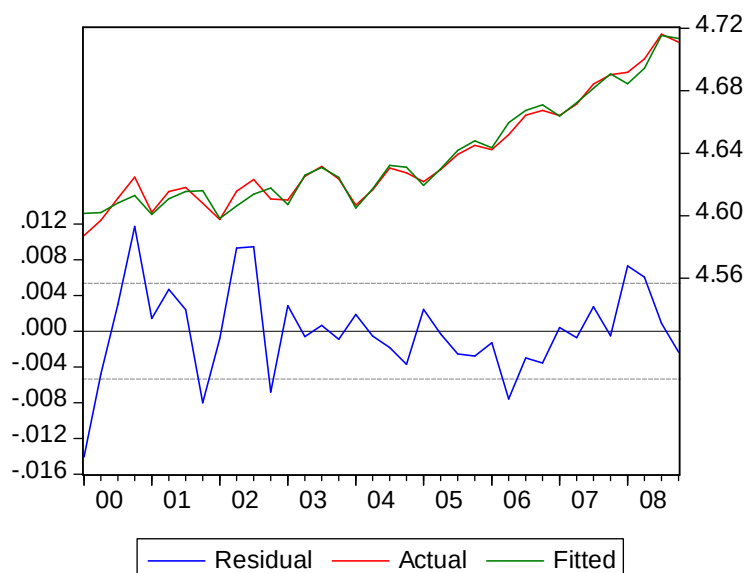


Obr. 22

Z grafu na obr. 22 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že celková zamestnanosť v metodike ESNÚ 95 vykazuje s celkovou zamestnanosťou v metodike VZPS veľmi vysokú tesnosť závislosti ($R=0.985$), kým tesnosť jej závislosti so zamestnanosťou v zahraničí v metodike VZPS je nižšia ($R=0.890$).

Dependent Variable: LOG(LDTBI_ESNU)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36
 $\text{LOG(LDTBI_ESNU)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(LDTBI_ILO)} + C(3) * \text{LOG(LDFBI_ILO)} + C(4) * \text{SD1}$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.189172	0.171817	6.921150	0.0000
C(2)	0.754346	0.041679	18.09901	0.0000
C(3)	-0.012113	0.004750	-2.549908	0.0158
C(4)	-0.004860	0.002103	-2.311470	0.0274
R-squared	0.977614	Mean dependent var	4.638151	
Adjusted R-squared	0.975515	S.D. dependent var	0.034298	
S.E. of regression	0.005367	Akaike info criterion	-7.512690	
Sum squared resid	0.000922	Schwarz criterion	-7.336744	
Log likelihood	139.2284	Durbin-Watson stat	1.360764	



Na základe výsledkov kvantifikácie možno konštatovať, že vývoj celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný vývojom celkovej zamestnanosti v metodike VZPS (LDTBI_ILO) ako aj zamestnanosťou v zahraničí v metodike VZPS (LDFBI_ILO). Sezónna premenná SD1 vyjadruje tú časť pravidelného sezónneho poklesu celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 v (každom) 1. štvrtroku analyzovaného obdobia, ktorá nie je vysvetlená sezónnym poklesom vysvetľujúcich premenných.

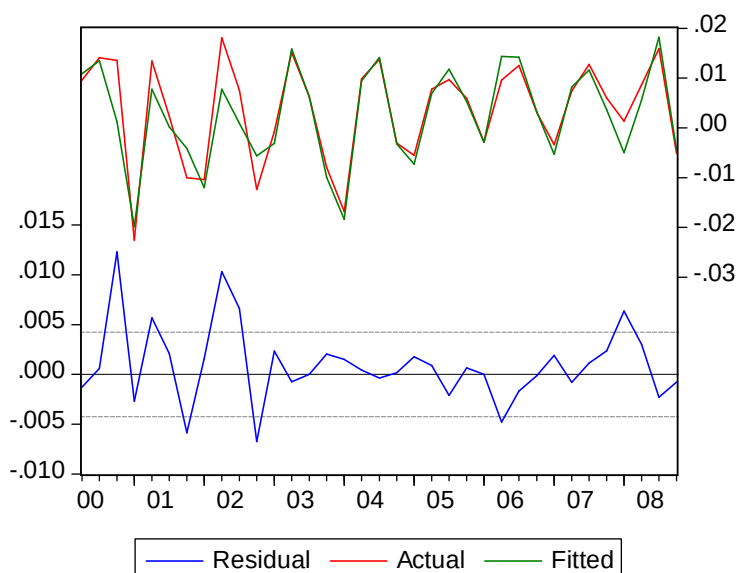
Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 a vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a vysvetľuje vyše 97% rozptylu vo vývoji deflátoru HDP. Parametre $c(1)$ až $c(4)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene celkovej zamestnanosti v metodike VZPS resp. zamestnanosti v zahraničí v metodike VZPS o 1% sa celková zamestnanosť v metodike ESNÚ 95 zmení cca o 0.75% resp. o 0.01% (*ceteris paribus*). Medzi zamestnanosťou v zahraničí v metodike VZPS a celkovou zamestnanosťou v metodike ESNÚ 95 je nepriamoúmerný vzťah, keďže rast prvej z nich spôsobuje pokles druhej (*ceteris paribus*).

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí (RESIDLDTBIA) odvodený z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu

vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 z krátkodobého hľadiska⁴⁹.

Dependent Variable: DLOG(LDTBI_ESNU)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4
Included observations: 35 after adjusting endpoints
DLOG(LDTBI_ESNU)=C(2)*DLOG(LDTBI_ILO)+C(3)
DLOG(LDFBI_ILO)(TIME>=32.)+C(4)*RESIDLDTBIA(-1)+C(5)
*D(SD1)+C(6)*D(SD3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.727736	0.093609	7.774171	0.0000
C(3)	-0.030201	0.013109	-2.303931	0.0283
C(4)	-0.710581	0.148133	-4.796919	0.0000
C(5)	-0.004725	0.001228	-3.847613	0.0006
C(6)	0.002139	0.001111	1.925868	0.0636
R-squared	0.844414	Mean dependent var	0.003531	
Adjusted R-squared	0.823669	S.D. dependent var	0.010134	
S.E. of regression	0.004255	Akaike info criterion	-7.949690	
Sum squared resid	0.000543	Schwarz criterion	-7.727497	
Log likelihood	144.1196	Durbin-Watson stat	1.956769	



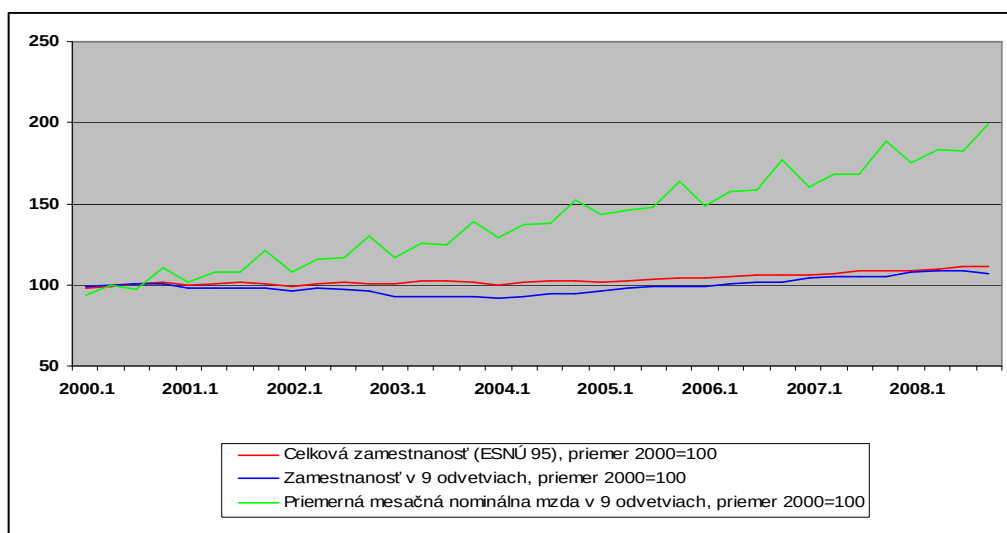
Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu vyplýva, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež vysoká. Keďže hodnota parametra korekčného člena je veľmi blízka 0.7, možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná z viac ako dvoch tretín (cca na 70%).

⁴⁹ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu LDTBI_ESNU možno aproximovať diferenciou logaritmu: $DLOG(LDTBI_ESNU,0,1)=LOG(LDTBI_ESNU)-LOG(LDTBI_ESNU(-1)) = (LDTBI_ESNU-LDTBI_ESNU(-1))/LDTBI_ESNU(-1)$.

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 sú štatisticky významné krátkodobé zmeny celkovej zamestnanosti v metodike VZPS (krátkodobá elasticita sa výrazne neodlišuje od príslušnej dlhodobej elasticity) a krátkodobé zmeny zamestnanosti v zahraničí (krátkodobá elasticita je viac ako dvakrát vyššia ako príslušná dlhodobá elasticita)⁵⁰. Z krátkodobého hľadiska je vývoj celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - na rozdiel od dlhodobého vzťahu - bolo identifikované nielen sezónne spomalenie jej rastu v (každom) 1. štvrťroku, ale aj sezónne zrýchlenie jej rastu v (každom) 4. štvrťroku analyzovaného obdobia.

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

Východiskom pre experimentálnu konštrukciu a kvantifikáciu modelového vzťahu na rýchly odhad celkovej zamestnanosti (v metodike ESNÚ 95) bola zamestnanosť v 9 vybraných odvetviach (LD9) a priemerná mesačná nominálna mzda v týchto 9 odvetviach (W9). Tesnosť závislosti medzi časovým radom celkovej zamestnanosti (LDTBI_ESNU) a časovými radmi uvedených dvoch vysvetľujúcich faktorov vyjadrených v podobe základných indexov v období 1. štvrťrok 2000 až 4. štvrťrok 2008 možno posúdiť pomocou grafu na obr. 23.



Obr. 23

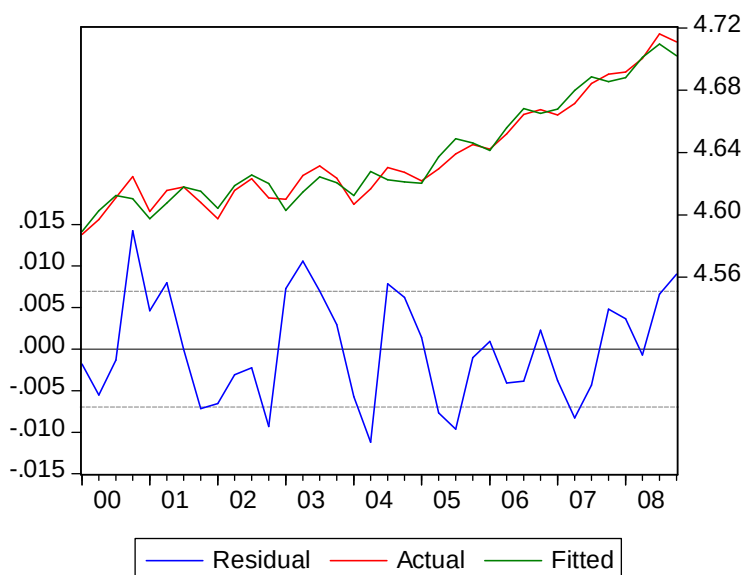
⁵⁰ Z krátkodobého hľadiska je vplyv zamestnanosti v zahraničí na celkovú zamestnanosť štatisticky významný až od 1. štvrťroka 2001, v ktorom premenná TIME nadobúda hodnotu 32.

Z grafu na obr. 23 aj výsledkov korelačnej analýzy vyplýva, že celková zamestnanosť v metodike ESNÚ 95 vykazuje so zamestnanosťou v 9 vybraných odvetviach pomerne vysokú tesnosť závislosti ($R=0.809$), avšak tesnosť jej závislosti s priemernou mesačnou nominálnou mzdou v týchto 9 odvetviach je ešte vyššia ($R=0.916$).

Dependent Variable: LOG(LDTBI_ESNU)
Method: Least Squares
Sample: 2000:1 2008:4
Included observations: 36

$$\text{LOG(LDTBI_ESNU)} = C(1) + C(2) * \text{LOG(LD9BI)} + C(3) * \text{LOG(W9BI)} + C(4) * \text{TIME} + C(5) * \text{SD1} + C(6) * \text{SD3}$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	3.182648	0.139523	22.81085	0.0000
C(2)	0.290418	0.030795	9.430712	0.0000
C(3)	-0.003369	0.000967	-3.484110	0.0015
C(4)	0.002859	0.000235	12.16128	0.0000
C(5)	-0.008164	0.002860	-2.854438	0.0077
C(6)	0.005266	0.002855	1.844361	0.0750
R-squared	0.964634	Mean dependent var	4.638151	
Adjusted R-squared	0.958740	S.D. dependent var	0.034298	
S.E. of regression	0.006967	Akaike info criterion	-6.944287	
Sum squared resid	0.001456	Schwarz criterion	-6.680367	
Log likelihood	130.9972	Durbin-Watson stat	1.255272	



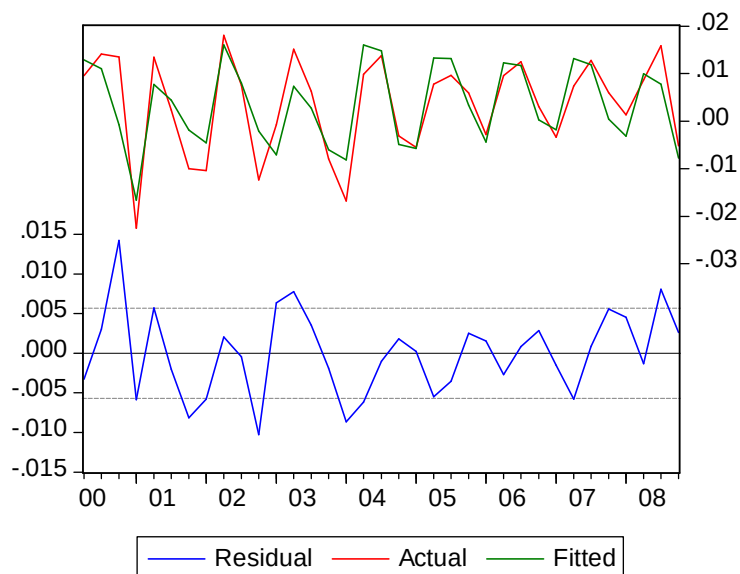
Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že vývoj celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 je z dlhodobého hľadiska štatisticky významne determinovaný vývojom zamestnanosti v 9 vybraných odvetviach (LD9BI) ako aj priemernou mesačnou nominálnou mzdou v týchto 9 odvetviach (W9BI). Ďalším štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je časový trend (TIME), ktorý aproximuje súhrnný vplyv ostatných

faktorov, ale najmä vplyv dopytu po práci v ostatných odvetviach. Sezónne premen-
né SD1 a SD3 vyjadrujú tú časť pravidelného sezónneho poklesu resp. rastu celkovej
zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 v (každom) 1. resp. 3. štvrťroku analyzovaného
obdobia, ktorá nie je vysvetlená vývojom vysvetľujúcich premenných.

Kvantifikovaný modelový vzťah možno považovať za dlhodobý rovnovážny
vzťah medzi vývojom celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 a vysvetľujúcimi
faktormi. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretova-
teľné a vysvetľuje vyše 96% rozptylu vo vývoji celkovej zamestnanosti v metodike
ESNÚ 95. Parametre $c(1)$ až $c(6)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľa-
daného *kointegračného vektora*. Parameter $c(2)$ resp. $c(3)$ znamená, že pri zmene
zamestnanosti resp. priemernej mzdy v 9 odvetviach o 1% sa celková zamestnanosť
v metodike ESNÚ 95 zmení cca o 0.3% resp. o 0.003% (*ceteris paribus*). Medzi
priemernou mesačnou nominálnou mzdou v 9 odvetviach a celkovou zamestnanos-
ťou v metodike ESNÚ 95 je nepriamoúmerný vzťah, keďže rast mzdy spôsobuje pod-
ľa ekonomickej teórie pokles dopytu po práci (*ceteris paribus*). Z parametra $c(4)$ vy-
plýva, že ostatné faktory prispievali k rastu celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ
95 o 0.003% štvrťročne resp. o 0.012% ročne.

Z grafického zobrazenia aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplý-
va, že časový rad rezíduí (RESIDLDTBIB) odvodený z dlhodobého rovnovážneho
vzťahu je stacionárny $I(0)$, a preto ho možno využiť na konštrukciu a kvantifikáciu
vzťahu v tvare *ECM*, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu celkovej zamestna-
nosti v metodike ESNÚ 95 z krátkodobého hľadiska:

Dependent Variable: DLOG(LDTBI_ESNU)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 2000:2 2008:4				
Included observations: 35 after adjusting endpoints				
DLOG(LDTBI_ESNU)=C(1)+C(2)*DLOG(LD9BI)				
+C(3)*RESIDLDTBIB(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)*D(SD3)				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.002811	0.000974	2.884578	0.0072
C(2)	0.165297	0.077361	2.136694	0.0409
C(3)	-0.513838	0.155819	-3.297658	0.0025
C(4)	-0.007830	0.001467	-5.337679	0.0000
C(5)	0.004408	0.001405	3.137289	0.0038
R-squared	0.722965	Mean dependent var		0.003531
Adjusted R-squared	0.686027	S.D. dependent var		0.010134
S.E. of regression	0.005678	Akaike info criterion		-7.372745
Sum squared resid	0.000967	Schwarz criterion		-7.150552
Log likelihood	134.0230	Durbin-Watson stat		1.810269



Z hodnôt štatistických testovacích charakteristík, ale aj z grafického zobrazenia výsledkov odhadu je zrejmé, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM je tiež vysoká. Z hodnoty parametra korekčného člena, ktorá je veľmi blízka 0.5, vyplýva, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom období je v nasledujúcom období korigovaná z viac ako polovice (cca na 50%).

Pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 sú štatisticky významné len krátkodobé zmeny zamestnanosti v 9 vybraných odvetviach (krátkodobá elasticita je zhruba o polovicu menšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Z krátkodobého hľadiska je vývoj celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 významne determinovaný tiež vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bolo identifikované sezónne spomalenie jej rastu v (každom) 1. štvrťroku a sezónne zrýchlenie jej rastu v (každom) 3. štvrťroku analyzovaného obdobia.

4. ARIMA MODEL Y AKO EFEKTÍVNY NÁSTROJ NA RÝCHLE ODHADY HDP A CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI

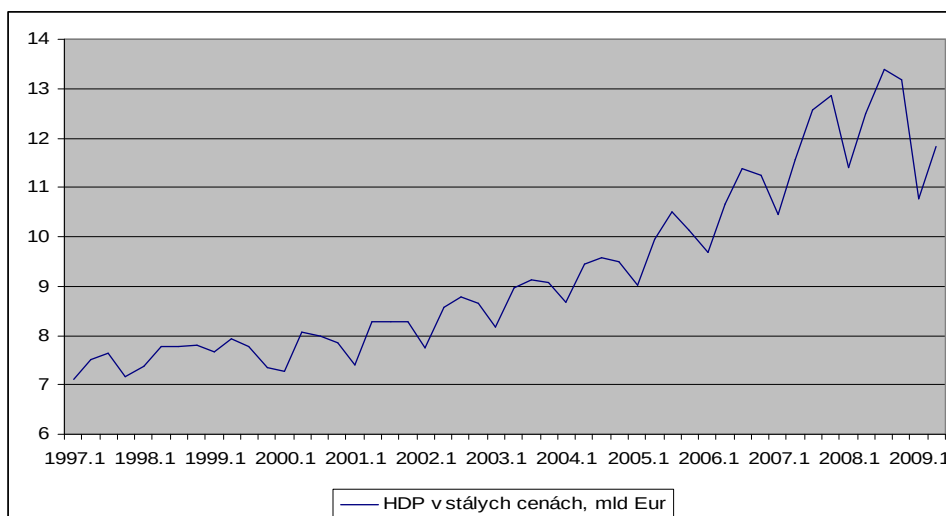
Modelový aparát prezentovaný v tejto kapitole tvoria opäť jednorovnicové ekonometrické modely, ale z metodologického hľadiska sa spôsob ich konštrukcie zásadne odlišuje od princípov konštrukcie modelového aparátu prezentovaného v 3. kapitole. Kým v 3. kapitole bol vývoj časového radu modelovanej (závisle) premennej predmetom regresnej analýzy s časovým radom jednej alebo viacerých vysvetľujúcich (nezávisle) premenných, v tejto kapitole je modelovanie vývoja časového radu závisle premennej založené len na informáciách získaných analýzou vývoja samotného časového radu.

Ide o tzv. *Box-Jenkinsovu* metodológiu analýzy a modelovania časových radov, ktorá - na rozdiel od metodológie *ECM* - nevyužíva ekonomickú teóriu, a preto si konštrukcia tohto modelového aparátu nevyžaduje ani žiadne ďalšie informácie (vyplyvajúce napríklad z vývoja odvetvových alebo makroekonomických ukazovateľov kvantitatívneho charakteru) [8, 13, 14]. V tomto prípade je totiž hlavným cieľom zostavenie efektívneho modelu, čiže modelu, ktorý poskytuje čo najpresnejšiu predikciu ďalšieho vývoja časového radu. Na takéto účely sa v štatistickej a prognostickej praxi najčastejšie používajú *ARIMA* modely časových radov.

Modely prezentované v tejto kapitole sú výsledkom aplikácie *Box-Jenkinsovej* metodológie. Jej jednotlivé fázy boli podrobne charakterizované v [7], ktorý obsahuje výsledky riešenia 1. etapy projektu. Všetky ďalej prezentované *ARIMA* modely boli odhadnuté z časových radov od 1. štvrťroka 1997 po 2. štvrťrok 2009, t.j. z 50 štvrťročných pozorovaní (spĺňajú teda podmienku minimálnej dĺžky časového radu doporučenú pre aplikáciu tejto metodológie) a vyhovujú aj požiadavkám týkajúcich sa kvality modelov (vrátane podmienok invertibility, stacionarity a náhodnosti rezíduí). V závere kapitoly sú stručne charakterizované *ARIMAX* modely, ktoré sú tiež založené na *Box-Jenkinsovej* metodológii, ale na rozdiel od *ARIMA* modelov v nich vystupujú aj exogénne premenné.

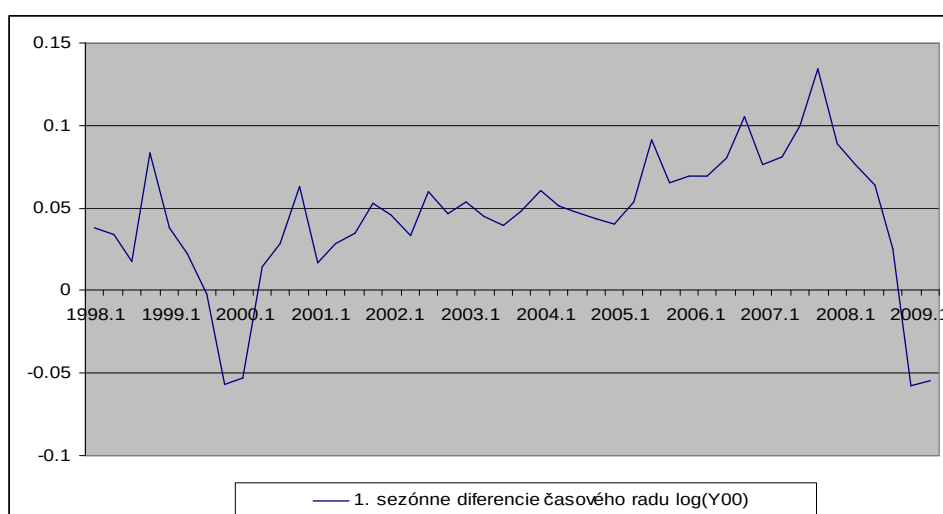
4.1 ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja HDP

Ide o modely časového radu sezónne neupraveného HDP v stálych cenách (Y00), ktorý je nestacionárny z hľadiska strednej hodnoty aj rozptylu (obr. 24).



Obr. 24

Na dosiahnutie stacionarity časového radu HDP bolo potrebné ho logaritmicky transformovať a následne - vzhľadom na jeho veľmi výrazný sezónny priebeh - vyjadriť v tvare 1. sezónnych diferencií (obr. 25).



Obr. 25

Výsledkom uvedenej transformácie je časový rad, ktorý možno považovať za hranične stacionárny⁵¹. Vzhľadom na výsledok ADF testu sme stacionaritu časového radu overili aj pomocou grafu ACF (korelogramu) - časový rad sa považuje za stacionárny, ak autokorelačné koeficienty klesajú veľmi rýchlo k nule (t.j. v niekoľkých prvých k posunoch môžu byť koeficienty autokorelácie štatisticky významne rozdielne od nuly, ale v nasledujúcich posunoch už nie sú štatisticky významne rozdielne od

⁵¹ Na základe *Augmented Dickey-Fullerovho* (ADF) testu jednotkového koreňa môžeme zamietnuť hypotézu o existencii jednotkového koreňa na hladine významnosti vyššej ako 10%, pričom sme použili najslabšiu podmienku testu, t.j. podmienku bez konštanty aj trendu.

nuly, napr. na 5% hladine významnosti). V prípade štvrťročných časových radov rozhodujeme o stacionarite časového radu na základe významnosti koeficientov autokorelácie maximálne do posunu $k=3$. Z korelogramu transformovaného časového radu HDP v tab. 1 vyplýva, že na 5% hladine významnosti sú štatisticky významné len prvé 2 koeficienty autokorelácie, a preto môžeme takto upravený časový rad považovať za stacionárny.

Korelogram 1. sezónnych diferencií radu $\log(Y_{00})$

Tabuľka 1

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1	0.688	0.688	23.217	0.000
. ***	. * .	2	0.382	-0.173	30.549	0.000
. *	. .	3	0.194	0.009	32.487	0.000
. *	. .	4	0.107	0.024	33.086	0.000
. .	. .	5	0.049	-0.030	33.218	0.000
. .	. .	6	0.023	0.015	33.249	0.000

V tab. 2 sú uvedené výsledky konštrukcie a odhadu troch verzií *ARIMA* modelu pre časový rad HDP v stálych cenách⁵². Identifikované modely boli odhadnuté pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS). Všetky odhadnuté parametre sú štatisticky významné na 5% hladine významnosti a v žiadnom z modelov sa nevyskytuje autokorelácia rezíduí (D-W štatistika je blízka hodnote 2). Pri výbere najvhodnejšieho modelu z hľadiska penalizačnej miery *Schwarz-Bayesovo kritérium (SBC)*⁵³ je najlepším Model 1.3, ktorý túto mieru minimalizuje. V prípade tohto modelu sa osvedčilo aj použitie 1. nesezónnych diferencií, aj keď korelogram takto stacionarizovaného časového radu nie je vhodným nástrojom na identifikáciu *ARIMA* modelu, keďže všetky *ACF* aj *PACF* koeficienty sú štatisticky nevýznamné.

Tabuľka 2

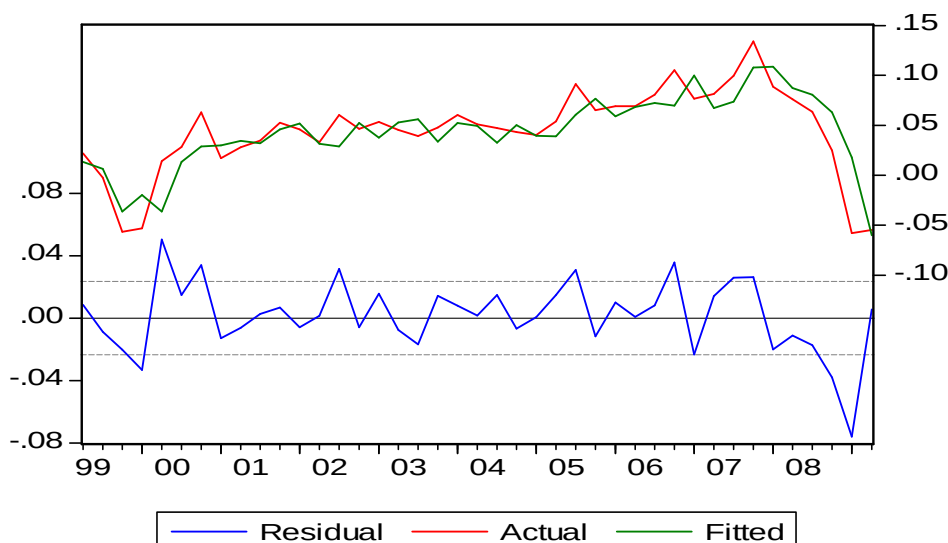
<i>ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq)_s</i>	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R^2	D-W štatistika	SBC
Model 1.1 (1,0,0)(0,1,0) ₄	AR	0.037	0.794	----	----	0.546	1.81	-4.183
Model 1.2 (1,0,0)(1,1,1) ₄	AR SAR SMA	0.000	0.904 -0.374 0.838	----	----	0.711	1.74	-4.470
Model 1.3 (0,1,0)(1,1,1) ₄	SAR SMA	0.000	-0.380 0.837	----	----	0.271	1.84	-4.520

⁵² Vplyv globálnej hospodárskej krízy a jej dopad na vývoj časového radu HDP koncom roku 2008 a začiatkom roka 2009 spôsobili, že *ARIMA* modely v aktualizovanej podobe sa výrazne odlišujú od *ARIMA* modelov prezentovaných v [7].

⁵³ Penalizačné miery hľadajú najlepšiu rovnováhu medzi jednoduchosťou a presnosťou modelu, pričom SBC sa považuje za najvhodnejšiu penalizačnú mieru. Ak máme modely s rôznym počtom parametrov, výber modelu s najnižšou penalizačnou mierou nám pomôže vyhnúť sa preparametrizovaniu modelu.

Model 1.2 ARIMA (1,0,0) (1,1,1)₄

Dependent Variable: DLOG(Y00,0,4)				
Convergence achieved after 8 iterations				
Backcast: 1996Q1 1996Q4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.903982	0.076942	11.74883	0.0000
SAR(4)	-0.373653	0.143296	-2.607560	0.0130
R-squared	0.710601	Mean dependent var		0.044586
Adjusted R-squared	0.695370	S.D. dependent var		0.042531
S.E. of regression	0.023474	Akaike info criterion		-4.595472
Sum squared resid	0.020939	Schwarz criterion		-4.470089
Log likelihood	97.20717	Durbin-Watson stat		1.735204
Inverted AR Roots	.90	.55-.55i	.55+.55i	-.55+.55i
	-.55+.55i			
Inverted MA Roots	.68-.68i	.68-.68i	-.68+.68i	-.68+.68i



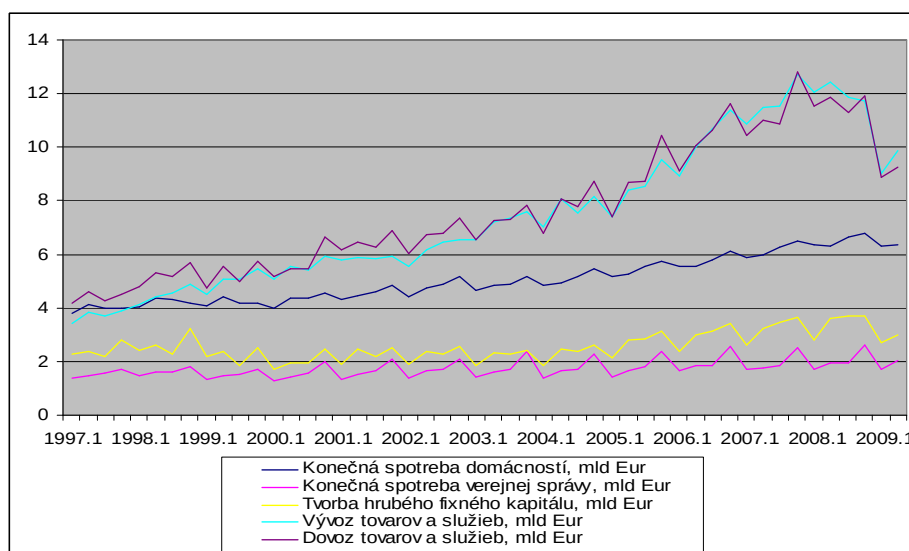
Vyššie uvedený výstup z programu *EViews* obsahuje detailnejšie výsledky odhadu Modelu 1.2, ktorý má spomedzi daných troch modelov - podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 - najvyššiu výrokovú schopnosť, pretože vysvetľuje najväčšiu časť rozptylu závisle premennej (71.1%) a zároveň sa najlepšie osvedčil pri prognostickej aplikácii. Na základe špecifikácie predstavuje Model 1.2 čistý autoregresný proces zložený z autoregresného procesu 1. stupňa AR(1) a sezónneho autoregresného procesu 1. stupňa SAR(1).

Z grafického zobrazenia rezíduí vyplýva, že identifikovaný čistý autoregresný proces vystihuje skutočný vývoj časového radu HDP pomerne presne v období rokov 2001 až 2007, t.j. v rokoch sústavného rastu HDP, ktorý sa postupne zrýchľoval. S podstatne menšou presnosťou však Model 1.2 vyjadruje skutočný vývoj HDP pred

rokom 2001 resp. po roku 2007, teda v tých obdobiach, v ktorých došlo k obratom vo vývoji HDP.

4.2 ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja zložiek použitia HDP

Časové rady všetkých hlavných zložiek štruktúry použitia HDP sú tiež nestacionárne (obr. 26), a preto bolo potrebné použiť na dosiahnutie ich stacionarity vhodné transformačné postupy.



Obr. 26

Na stacionarizované časové rady sme aplikovali *Box-Jenkinsovú* metodológiu modelovania a odhadli viaceré vhodné verzie *ARIMA* modelov. V nasledujúcich častiach sú uvedené a stručne charakterizované najlepšie z nich.

4.2.1 ARIMA modely pre konečnú spotrebu domácností

Časový rad konečnej spotreby domácností v stálych cenách je stacionárny vo variabilite a nestacionárny v strednej hodnote. Po aplikácii 1. sezónnych diferencií je už relatívne stacionarizovaný aj z hľadiska úrovne⁵⁴, avšak pre úplnú stacionarizáciu je možné použiť aj nesezónne diferenciencie. Pri identifikácii vhodného modelu sa pri

⁵⁴ Na základe ADF testu s konštantou možno zamietnuť hypotézu o existencii jednotkového koreňa na vyššej ako 5% hladine významnosti. Pri analýze korelogramu sa ukázali len prvé 2 koeficienty autokorelácie ako štatisticky významné na 5% hladine významnosti, ostatné koeficienty klesajú rýchlo k nule.

kombinácii s 1. sezónnymi diferenciami osvedčili aj 2. nesezónne diferencie. V tab. 3 sú uvedené štyri varianty *ARIMA* modelu pre konečnú spotrebu domácností.

Tabuľka 3

<i>ARIMA</i> (p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R^2	D-W štatistika	SBC
Model 2.1 (1,0,0)(0,1,0) ₄	AR	0.215	0.664	----	----	0.429	2.05	-1.186
Model 2.2 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	0.000	-0.348	----	----	0.102	2.35	-1.202
Model 2.3 (3,2,0)(0,1,1) ₄	AR	0.000	-0.899	-0.831	-0.603	0.660	2.41	-0.953
	SMA		-0.873	----	----			
Model 2.4 (1,0,3)(0,1,0) ₄	AR	0.196	0.399	----	----	0.536	1.92	-1.141
	MA		0.197	0.355	0.820			

Parametre všetkých štyroch odhadnutých modelov sú štatisticky významné na 5% hladine významnosti. Z hľadiska výrokovej schopnosti je najlepším Model 2.3, ktorý pre stacionarizáciu časového radu konečnej spotreby domácností využíva najvyšší stupeň diferencovania (okrem 1. sezónnych diferencií aj 2. nesezónne diferencie). Na druhej strane, podľa kritéria SBC možno za najvhodnejší považovať Model 2.2, ktorý je založený iba na sezónnych kĺzavých priemeroch (SMA). Na základe výsledkov ich prognostických aplikácií je však problematické vybrať jeden konkrétny model, ktorý by najlepšie predpovedal skutočnosť. Preto je pri praktických aplikáciách vhodné zohľadňovať výsledky zo všetkých uvedených modelov a ako konečný výsledok použiť napríklad ich priemer, prípadne prisúdiť vyššiu váhu výsledkom modelov s najlepšimi štatistickými testovacími charakteristikami.

4.2.2 *ARIMA* modely pre konečnú spotrebu verejnej správy

Na stacionarizáciu mierne rastúcej variability časového radu konečnej spotreby verejnej správy v stálych cenách (G00) je potrebná logaritmická transformácia. Tento časový rad vykazuje výraznú sezónnosť, preto je potrebná jeho stacionarizácia aj z hľadiska sezónnej úrovne - korelogram pôvodného časového radu vykazuje štatisticky významné koeficienty autokorelácie len na miestach so sezónnym oneskorením. Po aplikácii 1. sezónnych diferencií je časový rad už stacionárny aj v celkovej úrovni⁵⁵.

Pre časový rad konečnej spotreby verejnej správy boli identifikované a odhadnuté dve verzie *ARIMA* modelu (tab. 4).

⁵⁵ ADF test s trendom a konštantou potvrdil stacionaritu časového radu na každej štandardne používanej hladine významnosti. Môžeme teda takmer s istotou zamietnuť hypotézu o existencii jednotkového koreňa v časovom rade konečnej spotreby verejnej správy.

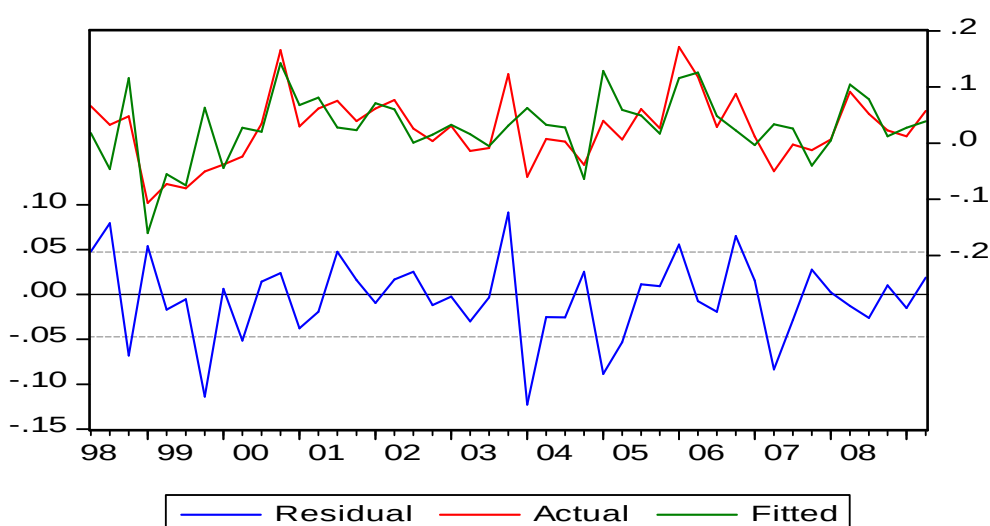
Tabuľka 4

ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R ²	D-W Štatistika	SBC
Model 3.1 (0,0,3)(0,1,0) ₄	MA	0.000	0.307	0.322	0.422	0.185	1.89	-2.783
Model 3.2 (1,0,0)(0,1,1) ₄	AR SMA	0.033	0.306 -0.957	---- ----	---- ----	0.400	2.26	-3.085

Na základe porovnania testovacích charakteristík uvedených dvoch modelov možno jednoznačne za lepšiu považovať Model 3.2, pretože vysvetľuje viac rozptylu závisle premennej (40%) a súčasne má nižšiu hodnotu penalizačnej miery SBC. Jeho špecifikácia obsahuje konštantu, autoregresný proces 1. stupňa AR(1) a sezónny proces kĺzavých priemerov 1. stupňa SMA(1).

Model 3.2 ARIMA (1,0,0) (0,1,1)₄

Dependent Variable: DLOG(G00,0,4)				
Convergence achieved after 16 iterations				
Backcast: 1996Q1 1996Q4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.032838	0.002850	11.52404	0.0000
AR(1)	0.305684	0.132661	2.304256	0.0262
SMA(4)	-0.957052	0.021366	-44.79220	0.0000
R-squared	0.400141	Mean dependent var		0.024898
Adjusted R-squared	0.371577	S.D. dependent var		0.059511
S.E. of regression	0.047176	Akaike info criterion		-3.205512
Sum squared resid	0.093475	Schwarz criterion		-3.085067
Log likelihood	75.12401	F-statistic		14.00825
Durbin-Watson stat	2.264351	Prob(F-statistic)		0.000022
Inverted AR Roots	.31			
Inverted MA Roots	.99	.00+.99i	-.00-.99i	-.99



Model spĺňa podmienky stacionarity aj invertibility rovnako ako ostatné *ARIMA* modely uvedené v tejto kapitole, keďže absolútna hodnota všetkých invertovaných koreňov (uvedených v poslednej časti výstupu odhadu) je menšia ako 1. Invertované korene MA procesu Modelu 3.2 sú veľmi blízke hodnote 1, čo môže poukazovať na prestacionarizovaný časový rad. Časový rad konečnej spotreby verejnej správy sa však vyznačuje výraznou sezónnosťou, a preto je sezónne diferencie nutné použiť.

Z grafického zobrazenia rezíduí vyplýva, že Model 3.2 je síce schopný vystihnúť hlavnú vývojovú tendenciu konečnej spotreby verejnej správy prakticky v celom analyzovanom období, ale jeho presnosť z hľadiska jednotlivých rokov dosť výrazne kolíše.

4.2.3 *ARIMA* modely pre tvorbu hrubého fixného kapitálu

Variabilita časového radu tvorby hrubého fixného kapitálu v stálych cenách (I00) v čase rastie, výraznejšie najmä od roku 2005. Na jeho stacionarizáciu z hľadiska rozptylu je teda potrebné použiť logaritmickú transformáciu. Analyzovaný časový rad je nestacionárny aj v úrovni, a to najmä v sezónnej, keďže koeficienty autokorelácie sú štatisticky významné hlavne na miestach so sezónnym posunom. Po aplikácii 1. sezónnych diferencií je časový rad stacionarizovaný⁵⁶, avšak pre splnenie silnejšej podmienky testu (s konštantou aj trendom) možno použiť aj 1. nesezónne diferencie.

Z troch identifikovaných a odhadnutých verzií *ARIMA* modelu pre časový rad tvorby hrubého fixného kapitálu uvedených v tab. 5 je z hľadiska miery vysvetlenia variability závisle premennej (68.3%) aj z hľadiska penalizačnej miery (SBC) jednoznačne najlepší Model 4.2. Tento model sa najlepšie osvedčil aj pri prognostickej aplikácii. Jeho špecifikácia obsahuje autoregresný proces 1. stupňa AR(1) a proces kľzavých priemerov 3. stupňa MA(3).

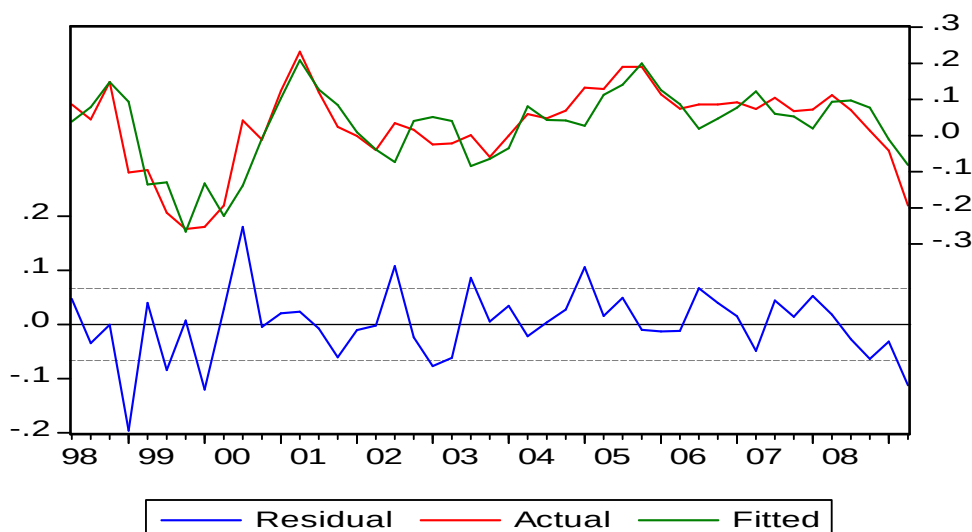
Tabuľka 5

ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R ²	D-W štatistika	SBC
Model 4.1 (1,0,0)(0,1,0) ₄	AR	0.000	0.784	----	----	0.559	1.79	-2.262
Model 4.2 (1,0,3)(0,1,0) ₄	AR MA	0.000	0.489 0.297	----	----	0.683	1.92	-2.338
Model 4.3 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	0.000	-0.470	----	----	0.138	2.07	-2.317

⁵⁶ Na základe ADF testu bez konštanty a trendu možno hypotézu o existencii jednotkového koreňa zamietnuť na nižšej ako 5% hladine významnosti.

Model 4.2 ARIMA (1,0,3) (0,1,0)₄

Dependent Variable: DLOG(I00,0,4)				
Convergence achieved after 15 iterations				
Backcast: 1996Q2 1996Q4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.489054	0.148992	3.282425	0.0021
MA(1)	0.296701	0.093414	3.176186	0.0028
MA(2)	0.483351	0.048407	9.985108	0.0000
MA(3)	0.798155	0.077680	10.27493	0.0000
R-squared	0.682990	Mean dependent var	0.025320	
Adjusted R-squared	0.659794	S.D. dependent var	0.113987	
S.E. of regression	0.066485	Akaike info criterion	-2.498982	
Sum squared resid	0.181233	Schwarz criterion	-2.338389	
Log likelihood	60.22708	Durbin-Watson stat	1.915357	
Inverted AR Roots	.49			
Inverted MA Roots	.27+.93i	.27-.93i	-.84	



Z grafického zobrazenia rezíduí vyplýva, že Model 4.2 sa vyznačuje menšou presnosťou vyjadriť skutočný vývoj tvorby hrubého fixného kapitálu v dvoch obdobiach, a to pred rokom 2001 a po roku 2007.

4.2.4 ARIMA modely pre vývoz tovarov a služieb

Variabilita časového radu vývozu tovarov a služieb v stálych cenách v čase mierne rastie, a preto je na jeho stacionarizáciu potrebná logaritmická transformácia. Okrem stacionarizácie z hľadiska variability si tento časový rad vyžadoval aj stacionarizáciu z hľadiska úrovne. Časový rad jeho 1. sezónnych diferencií je takmer sta-

cionárny⁵⁷, avšak na dosiahnutie úplnej stacionarity sú potrebné 1. nesezónne aj sezónne diferencie. V tab. 6 sú uvedené dve verzie *ARIMA* modelu pre časový rad vývozu tovarov a služieb.

Tabuľka 6

ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R ²	D-W štatistika	SBC
Model 5.1 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	0.000	-0.879	----	----	0.361	1.80	-3.147
Model 5.2 (1,0,0)(0,1,1) ₄	AR SMA	0.000	0.969 -0.879	----	----	0.772	1.81	-3.104

Z tab. 6 vyplýva, že z hľadiska miery vysvetlenia variability závisle premennej je jednoznačne lepším Model 5.2. Nedostatkom tohto modelu je však skutočnosť, že tento model je identifikovaný a odhadnutý pre časový rad, pre ktorý sa stacionarita nepotvrdila úplne jednoznačne. Na druhej strane, z hľadiska penalizačného kritéria (SBC) je lepším Model 5.1, v ktorom je vývoj vývozu tovarov a služieb vyjadrený sezónnym procesom kĺzavých priemerov 1. stupňa SMA(1). Vzhľadom na opodstatnenie oboch modelov je pri prognostickej aplikácii vhodné použiť obidva.

4.2.5 ARIMA modely pre dovoz tovarov a služieb

Časový rad dovozu tovarov a služieb v stálych cenách má veľmi podobný priebeh ako časový rad ich vývozu analyzovaný vyššie. Preto sa aj v prípade tohto časového radu osvedčili pri praktickej analýze rovnaké transformačné úpravy ako v prípade časového radu vývozu tovarov a služieb a aj výsledkom identifikácie a odhadu boli ARIMA modely s rovnakou špecifikáciou (tab. 7).

Tabuľka 7

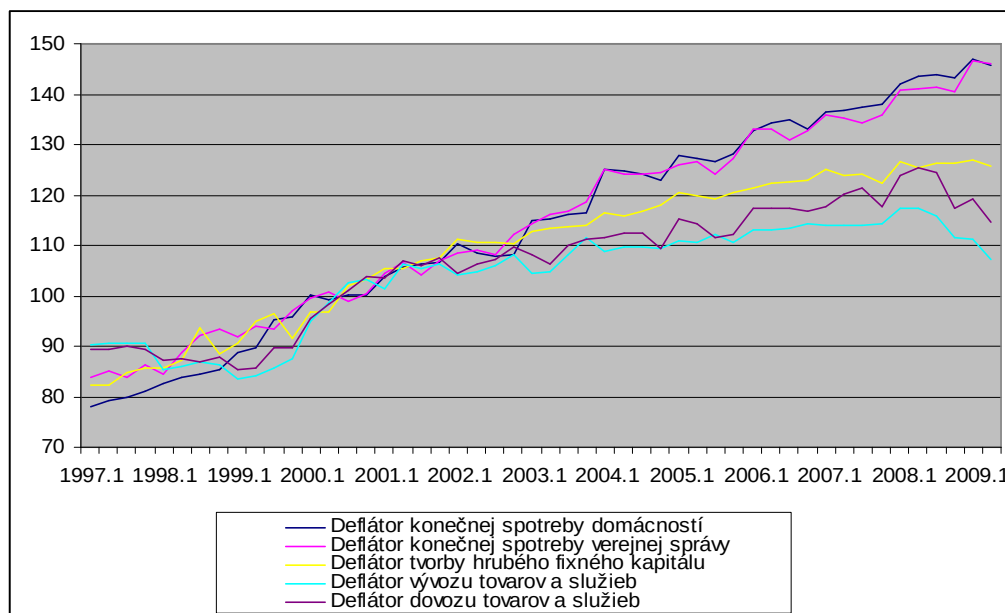
ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R ²	D-W štatistika	SBC
Model 6.1 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	0.000	-0.898	----	----	0.456	1.79	-3.000
Model 6.2 (1,0,0)(0,1,1) ₄	AR SMA	0.000	0.968 -0.901	----	----	0.725	1.78	-2.946

Zatiaľ čo Model 6.1 je lepší z hľadiska minimálnej hodnoty penalizačného kritéria (SBC), Model 6.2 má vyššiu výrokovú schopnosť, pretože vysvetľuje viac rozptylu závisle premennej (72.5%). Pri prognostickej aplikácii je teda vhodné vziať do úvahy tiež výsledky oboch uvedených modelov.

⁵⁷ ADF test bez konštanty a trendu potvrdil, že hypotézu o existencii jednotkového koreňa môžeme zamietnuť na vyššej ako 10% hladine významnosti; pri overovaní stacionarity na základe korelogramu sú len prvé 2 koeficienty autokorelácie štatisticky významné na 5% hladine významnosti.

4.3 ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja deflátorov zložiek použitia HDP

Časové rady deflátorov jednotlivých zložiek použitia HDP majú veľmi podobnú vývojovú tendenciu (obr. 27), a preto môžeme z hľadiska postupu pri ich analýze pristúpiť k zovšeobecneniu.



Obr. 27

Každý z časových radov deflátorov má prevažne rastúci trend⁵⁸, ale spravidla sa nevyznačujú až takými výraznými zmenami vo vývoji variability ako to bolo v prípade časových radov niektorých zložiek HDP.

Časové rady týchto deflátorov sú z hľadiska variability stacionárne, takže ani jeden z nich nie je potrebné transformáciou upravovať (s výnimkou časového radu deflátoru dovozu, ktorý bol logaritmicke transformovaný). Na ich úplnú stacionarizáciu z hľadiska strednej hodnoty sú potrebné 1. nesezónne aj 1. sezónne diferencie (s výnimkou časových radov deflátorov vývozu a dovozu, kde aplikácia 1. sezónnych diferencií nie je úplne nevyhnutná). V tab. 8 sú uvedené najlepšie verzie identifikovaných a odhadnutých ARIMA modelov pre jednotlivé defláto. Všetky uvedené modely spĺňajú podmienky stacionarity aj invertibility a ich rezíduá sú nezávislé.

⁵⁸ Časové rady deflátorov vývozu a dovozu sa vyznačujú rastúcim trendom až od roku 1999 a v 2. polovici roku 2008 sa ich trend zmenil na klesajúci.

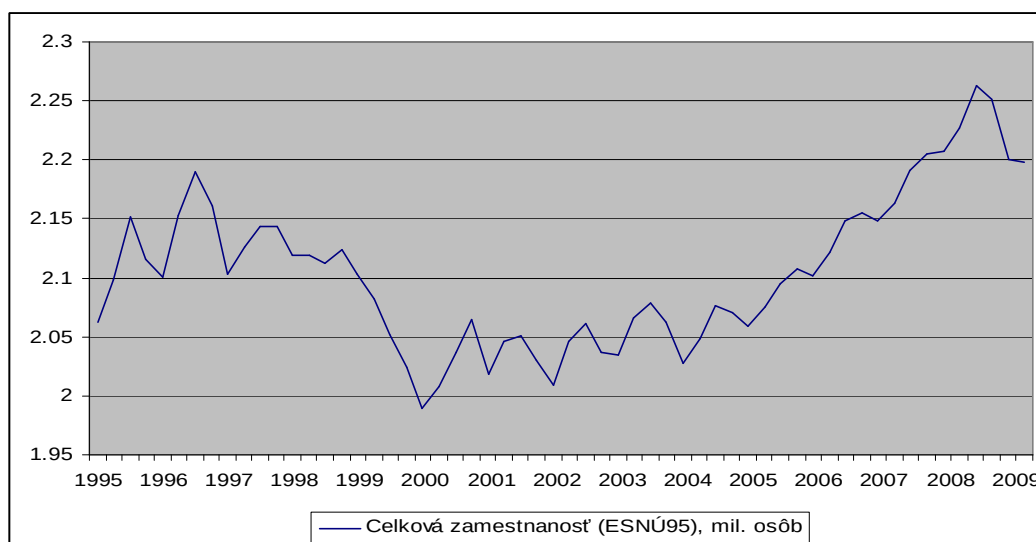
Tabuľka 8

Deflátor	ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Par.	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R ²	D-W štat.	SBC
PC	Model 7.1 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	-0.132	-0.966	----	----	0.482	1.83	3.680
PG	Model 7.2 (0,1,1)(0,1,1) ₄	MA SMA	0.000	-0.593 -0.906	----	----	0.441	1.51	4.014
PI	Model 7.3 (0,1,1)(0,1,1) ₄	MA SMA	-0.111	-0.745 -0.965	----	----	0.552	1.78	3.965
PEGS	Model 7.4 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	0.000	-0.863	----	----	0.343	1.64	4.733
PMGS	Model 7.5 (0,1,0)(0,1,1) ₄	SMA	0.000	-0.849	----	----	0.287	2.08	-4.398

Pri aplikácii *Box-Jenkinsovej* metodológie sa ako najvhodnejšie modely ukázali výlučne modely kĺzavých priemerov, či už sezónne alebo nesezónne. Definitívny model pre každý uvažovaný deflátor zahŕňa sezónny proces kĺzavých priemerov 1. stupňa SMA(1) a modely troch deflátorov sú založené iba na tomto type procesu. Pre zostávajúce dva deflátores (deflátor konečnej spotreby verejnej správy a deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu) je špecifikácia rozšírená o nesezónny proces kĺzavých priemerov 1. stupňa MA(1). V špecifikácii dvoch odhadnutých modeloch je aj konštanta. Všetky odhadnuté parametre modelov sú štatisticky významné, ani v jednom z modelov nie je prítomná autokorelácia a vysvetľujú od 28.7% do 55.2% variability závisle premennej.

4.4 ARIMA modely pre rýchly odhad vývoja celkovej zamestnanosti

Časový rad celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95 (LD) je nestacionárny, a to z hľadiska celkovej úrovne aj sezónnej úrovne (obr. 28).



Obr. 28

Jeho nestacionaritu možno odstrániť úpravou pomocou 1. sezónnych diferencií⁵⁹, ale kvôli následným problémom pri identifikácii sme na jeho stacionarizáciu použili aj 1. nesezónne diferencie. V tab. 9 sú uvedené odhady dvoch najvhodnejších verzií *ARIMA* modelov, ktoré sa využívajú pri prognostickej aplikácii.

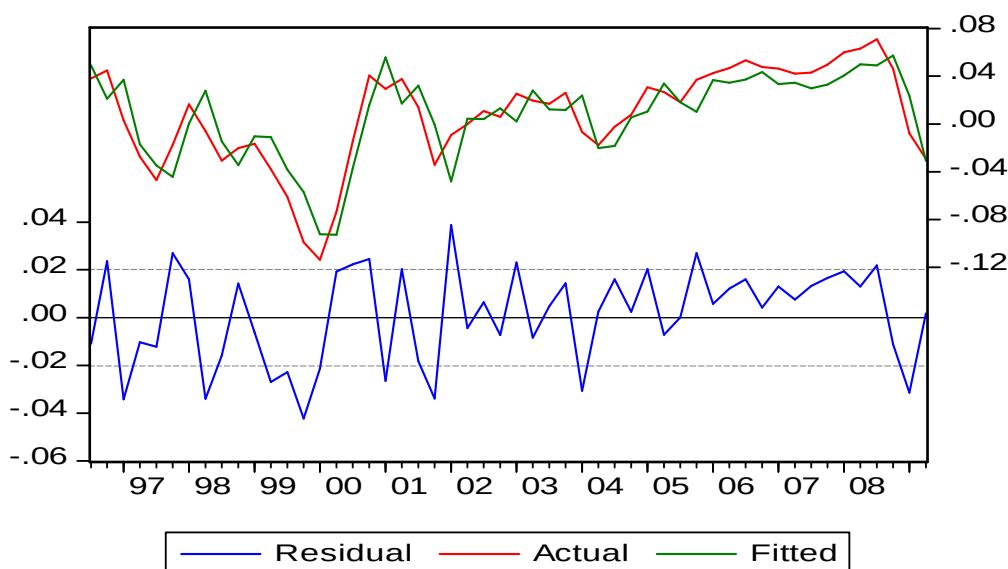
Tabuľka 9

ARIMA(p,d,q)(sp,sd,sq) _s	Parametre	μ	Lag 1	Lag 2	Lag 3	R^2	D-W štatistika	SBC
Model 8.1 (2,0,0)(0,1,0) ₄	AR	0.000	1.215	-0.459	----	0.756	1.91	-4.852
Model 8.2 (0,1,1)(0,1,1) ₄	MA SMA	0.000	0.453 -0.894	---- ----	---- ----	0.434	2.13	-5.097

Pre ilustráciu uvádzame výsledky odhadu Modelu 8.1, ktorý je výrazne lepší z hľadiska miery vysvetlenia rozptylu závisle premennej (75.6%). Uvedený model je založený na autoregresnom procese 2. stupňa AR(2).

Model 8.1 ARIMA (2,0,0) (0,1,0)₄

Dependent Variable: D(LD,0,4)				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	1.215242	0.125275	9.700588	0.0000
AR(2)	-0.459197	0.124314	-3.693849	0.0005
R-squared	0.755784	Mean dependent var		0.007500
Adjusted R-squared	0.750899	S.D. dependent var		0.040505
S.E. of regression	0.020216	Akaike info criterion		-4.926958
Sum squared resid	0.020435	Schwarz criterion		-4.851910
Log likelihood	130.1009	Durbin-Watson stat		1.905062
Inverted AR Roots	.61+.30i	.61-.30i		



⁵⁹ ADF test vo všetkých troch variantoch umožňuje zamietnuť hypotézu o existencii jednotkového ko-reňa na 1% hladine významnosti.

Z grafického zobrazenia rezíduí vyplýva, že Model 8.1 dokáže vystihnúť skutočný vývoj celkovej zamestnanosti podstatne presnejšie v 2. polovici analyzovaného obdobia (zhruba od roku 2003 do polovice roku 2008), zatiaľ čo v 1. polovici analyzovaného obdobia, v ktorom došlo k obratu vo vývoji celkovej zamestnanosti od poklesu k rastu, je jeho výroková schopnosť viditeľne nižšia.

4.5 ARIMAX modely

Modely časových radov založené na vývojovej tendencii jednej premennej, ktoré sme analyzovali v predchádzajúcich častiach tejto kapitoly, sú veľmi užitočné pre prognózovanie ex-ante a pre deskriptívnu analýzu. Avšak v praxi, ako to ukázali aj výsledky uvedené vyššie, nemusí byť špecifikácia týchto modelov dostatočná na vysvetlenie zásadných zmien (väčších výkyvov resp. obrátov) vo vývoji modelovanej premennej. V dôsledku toho došlo aj v tejto oblasti modelovania a analýzy časových radov k posunu smerom k modelom založeným na viacerých premenných, v ktorých je závisle premenná vysvetlená nielen pomocou jej minulých hodnôt a náhodných šokov, ale aj pomocou exogénnych premenných. Takéto modely sa označujú aj ako *ARMAX* modely resp. *ARIMAX* modely.

Ďalšiu alternatívu *ARIMA* modelov teda predstavujú modely *ARIMAX* s exogénnymi premennými. Na ich označenie sa v literatúre používa viacero názvov, ktoré sú však v podstate ekvivalentné: *ARIMAX* modely, regresné modely s *ARMA* chybami, modely prenosovej funkcie (*transfer function models*), prerušované modely časových radov (*interrupted time series models*), modely so zásahom (*intervention models*). A. Pankratz nazýva túto triedu modelov dynamickou regresiou [12].

V tomto prípade sa teda nejedná o modelovanie časového radu len na základe jeho dynamiky, ale ide o dynamický ekonometrický model, pri ktorom sa využívajú aj *ARMA* procesy. Predmetom *ARMA* procesov sú náhodné poruchy, ktoré možno identifikovať na základe klasickej regresnej analýzy.

Rovnako ako v prípade samotných *ARIMA* modelov, aj pri *ARIMAX* modeloch je dôležitou charakteristikou a ich základným princípom stacionarita časových radov. Je potrebné uviesť, že požiadavka stacionarity sa vo všeobecnosti týka časových radov náhodných porúch. Ak nemáme v modeli žiadne exogénne premenné, tak je snahou dosiahnuť stacionaritu analyzovaného časového radu. To znamená, že mo-

delovaný časový rad (po aplikácii diferencií a odpočítaní konštanty, ak je to potrebné) predstavuje vlastne stacionárny časový rad náhodných porúch.

Ak do modelu zavedieme exogénne premenné, časový rad náhodných porúch predstavujú rezíduá získané po odstránení vplyvu exogénnych premenných. To znamená, že časové rady exogénnych premenných nemusia spĺňať požiadavku stacionarity, ale je potrebné otestovať stacionaritu náhodných porúch z klasického regresného modelu závislosti medzi endogénnou a exogénnou premennou. Ak je časový rad náhodných porúch stacionárny, je možné preň následne identifikovať vhodný *ARMA* model. Ak nie je možné získať stacionárny časový rad náhodných porúch z regresie pôvodných časových radov endogénnej a exogénnych premenných, je možné použiť vhodné transformácie pre jednotlivé časové rady regresie (napr. diferenciencie alebo logaritmickú transformáciu) a pokúsiť sa týmto spôsobom získať časový rad náhodných porúch, ktorý by spĺňal podmienku stacionarity a následne by sa dal použiť pre identifikovanie vhodného *ARMA* modelu.

Konštrukciou a experimentálnou aplikáciou tejto triedy modelov sa budeme zaoberať v roku 2010, teda v poslednej etape riešenia projektu.

5. ZÁVER

Hlavným cieľom riešenia projektu v roku 2009 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 informácií kvantitatívneho charakteru. Z výsledkov riešenia 2. etapy projektu vyplýva, že odvetvové i makroekonomické ukazovatele kvantitatívneho charakteru, ktoré sa štatisticky sledujú s mesačnou periodicitou, predstavujú relevantný zdroj informácií pre konštrukciu modelového aparátu na zostavovanie rýchlych odhadov vývoja uvedených dvoch základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Ukázalo sa totiž, že sa jedná o štatisticky významné faktory, pomocou ktorých je možné vysvetliť krátkodobú dynamiku i dlhodobé trendy vývoja hrubého domáceho produktu (vrátane vývoja jednotlivých zložiek štruktúry jeho tvorby resp. použitia a ich deflátorov) ako aj celkovej zamestnanosti.

Modelový aparát na rýchle odhady, ktorý predstavuje hlavné výsledky riešenia 2. etapy projektu, tvorí spolu 23 jednorovnicových ekonometrických modelov v tvare *ECM*. Na ich konštrukciu bolo využitých 28 exogénnych premenných, 4 sezónne premenné a 1 pomocná premenná (časový trend). Prevažnú väčšinu týchto modelov (21 z nich) 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 modelové nástroje založené na *Box-Jenkinsovej* metodológii (*ARIMA* modely), ktoré poskytujú pre zostavovanie rýchlych odhadov HDP a celkovej zamestnanosti ďalšie informácie špecifického charakteru.

K výsledkom riešenia 2. etapy projektu patrí okrem uvedeného modelového aparátu aj užívateľská príručka k programovému systému *EViews* [11], 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 na reálnych štatistických údajoch za slovenskú ekonomiku 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 kvantitatívneho charakteru, je veľmi vysoká. Svedčia o tom hodnoty

koeficientov determinácie, a to tak pre dlhodobé modelové rovnovážne vzťahy (väčšinou sú vyššie ako 0.95), ako aj pre modelové vzťahy v tvare *ECM* (spravidla sú vyššie ako 0.85) na rýchly odhad HDP i celkovej zamestnanosti⁶⁰. Z tohto hľadiska je teda výroková schopnosť modelového aparátu vytvoreného v 2. etape riešenia projektu jednoznačne vyššia ako výroková schopnosť modelového aparátu vytvoreného v 1. etape riešenia projektu.

Výsledky experimentálnych aplikácií tohto modelového aparátu v priebehu roku 2009 ukázali, že je schopný v dostatočnej miere vysvetliť dlhodobé (stochastické) trendy i krátkodobú dynamiku vývoja HDP a celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95. Kľúčovým je však zistenie, že 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, ale naďalej poskytuje rýchle odhady ich vývoja s prijateľnou mierou nepresnosti.

Hoci vplyvom globálnej hospodárskej krízy došlo vo vývoji HDP i celkovej zamestnanosti od začiatku roka 2009 k zásadným zmenám, menovite k obratu v ich dlhodobých trendoch od rastu k poklesu, odchýlky rýchlych odhadov vývoja HDP aj celkovej zamestnanosti od ich skutočného vývoja boli v 1. až 3. štvrťroku 2009 menšie ako odchýlky, ktoré vznikli pri experimentálnych aplikáciách modelového aparátu z 1. etapy riešenia projektu v 1. až 3. štvrťroku 2008. Inými slovami povedané, odchýlky generované modelovým aparátom z 1. etapy riešenia projektu boli väčšie aj napriek tomu, že pri experimentálnych aplikáciách bol konfrontovaný s takým vývojom makroekonomického prostredia, ktorý bol objektívne podstatne priaznivejší, pretože vplyv globálnej hospodárskej krízy sa začal u nás vo vývoji HDP viditeľnejšie prejavovať až od 4. štvrťroku 2008 a vo vývoji celkovej zamestnanosti dokonca až od 1. štvrťroku 2009.

Zo spôsobu konštrukcie modelového aparátu v tvare *ECM* vyplýva, že zlepšiť jeho výrokovú schopnosť si v konečnom dôsledku vyžaduje, aby dokázal presnejšie vystihnúť krátkodobú dynamiku vývoja modelovanej premennej (HDP resp. celkovej zamestnanosti), ktorá však závisí - okrem iného - aj od presnosti modelového vyjadrenia dlhodobého (rovnovážneho) trendu jej vývoja. Závery vyplývajúce z výsledkov riešenia projektu v rokoch 2008 a 2009 naznačujú, že ďalšie zlepšenie výrokovej

⁶⁰ Relatívne nižšiu výrokovú schopnosť majú len modelové vzťahy vyjadrujúce vývoj ukazovateľov vývozu, dovozu a ich deflátorov resp. vývoj čistých daní z produktov a ich deflátorov. Jedná sa o tie ukazovatele, ktoré patria tradične z hľadiska modelovania medzi najproblematickejšie.

schopnosti modelového aparátu na rýchle odhady vývoja HDP a celkovej zamestnanosti možno dosiahnuť tak, že sa pri jeho konštrukcii využijú - v súlade s harmonogramom riešenia projektu v roku 2010 - časové rady kvalitatívnych a kvantitatívnych ukazovateľov súčasne.

Potenciál pre zlepšenie výrokovej schopnosti vytvoreného modelového aparátu ponúkajú výsledky konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov. Z výsledkov riešenia 1. etapy projektu totiž vyplýva, 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 trendov, pričom krátkodobé zmeny vývoja týchto indikátorov sú štatisticky významné pre vysvetlenie krátkodobej dynamiky vývoja HDP resp. celkovej zamestnanosti.

6. LITERATÚRA

1. Applied Time Series Analysis for Official Statistics, The Course Material, Milano, Italy, December 4-6, 2002.
2. ARLT, J.: Moderní metody modelování ekonomických časových řad. Grada, 1999.
3. ASTERIOU, D. - HALL, S. G.: Applied Econometrics (A Modern Approach using EViews and Microfit), Revised edition 2007.
4. CHATFIELD, C.: The Analysis of Time Series. 5th ed., Chapman & Hall, New York 1996.
5. EViews 5 User's Guide, Quantitative Micro Software, LLC, 2004.
6. GRIFFITHS, W. E. - HILL, R. C. - JUDGE, G. G.: Learning and Practicing Econometrics. John Wiley & Sons, Inc. 1993.
7. HALUŠKA, J. - OLEXA M. - JURIOVÁ J. - KLÚČIK M.: Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Využitie konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov). Bratislava, INFOSTAT, 2008. ISBN 978-80-89398-06-5.
8. HAMILTON, J. D.: Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994.
9. HATRÁK, M.: Ekonometria. Edícia EKONÓMIA, Iura Edition, 2007.
10. Internet: <http://portal.statistics.sk>, <http://www.finance.gov.sk>, <http://www.nbs.sk>
11. KLÚČIK, M.: Základy programovacieho jazyka EViews a ich aplikácia na analýzy, prognózy a rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov (1. časť). Bratislava, INFOSTAT, 2010. ISBN 978-80-89398-15-7.
12. PANKRATZ, A.: Forecasting with Dynamic Regression Models. John Wiley and Sons, New York 1991.
13. RUBLÍKOVÁ, E.: Analýza časových radov. Edícia EKONÓMIA, Iura Edition 2007.
14. RUBLÍKOVÁ, E - PRÍHODOVÁ, I.: Analýza vybraných časových radov - ARIMA modely. Vydavateľstvo EKONÓM, 2008.

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 v programovom systéme *EViews*. Tento programový systém poskytuje pre daný účel celkovo šesť testov, z ktorých najznámejší a najpoužívannejší je *Augmented Dickey - Fullerov* (*ADF*) test. Testovanie prítomnosti jednotkového koreňa (*unit root*) v časovom rade je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou, 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 hypotézu o neprítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade je potrebné na príslušnej hladine významnosti zamietnuť. Inými slovami povedané, daný časový rad je nestacionárny.

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 test poukazuje na prítomnosť jednotkového koreňa v úrovni časového radu, test sa opakuje v 2. kroku na úrovni prvých diferencií časového radu a v prípade potreby aj na úrovni diferencií vyššieho stupňa. ADF test potvrdil, že časové rady všetkých reálnych premenných vystupujúcich v prezentovaných modeloch sú nestacionárne. Z výsledkov testovania vyplýva, že sa jedná o premenné typu $I(1)$, teda o premenné integrované prvého stupňa. Zároveň to 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.

Null Hypothesis: CBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.002377	0.9311
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(CBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.477218	0.0572
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: GBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.413661	0.8962
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(GBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-33.94728	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: IBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.454942	0.8265
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(IBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.804624	0.0278
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: EGSBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.571453	0.2947
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(EGSBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.437757	0.0060
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: MGSBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.792954	0.6873
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(MGSBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.089135	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PCBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.414204	0.5646
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(PCBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.386982	0.0013
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: PGBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.082457	0.5377
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(PGBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.368336	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PIBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.101835	0.1212
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(PIBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.914211	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PEGSBI has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.429440	0.9593
Test critical values:		
1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Null Hypothesis: D(PEGSBI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.826128	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Null Hypothesis: PMGSBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.934540	0.0512
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(PMGSBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.133867	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: QBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.772982	0.6968
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(QBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.123908	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: ICOBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.760606	0.7027
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(ICOBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.10849	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: GVABI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.882827	0.9471
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(GVABI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.61595	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: NTX00BI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.431474	0.8929
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(NTX00BI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.012427	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: PQBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.424119	0.9821
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: D(PQBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.44180	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: PICOBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.392863	0.3769
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(PICOBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.761359	0.0307
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PGVABI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.892395	0.9460
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(PGVABI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.995920	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PNTXBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 8 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.864135	0.3448
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(PNTXBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.808896	0.0063
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: YBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.347138	0.8593
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(YBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-19.14587	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PYBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.177414	0.9002
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(PYBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.206792	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: LDTBI_ESNU has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.069930	0.9203
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(LDTBI_ESNU) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.415529	0.0064
Test critical values:		
1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: W9BI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.300117	0.8692
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

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

Null Hypothesis: D(W9BI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-27.55555	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: W2BI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.865802	0.6506
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

Null Hypothesis: D(W2BI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-26.30686	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: WPRBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.538160	0.7972
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(WPRBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-22.66762	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: LD9BI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.352583	0.3954
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

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

Null Hypothesis: D(LD9BI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.969508	0.0016
Test critical values: 1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

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

Null Hypothesis: LD2BI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.149560	0.9360
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(LD2BI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.134687	0.0332
Test critical values: 1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

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

Null Hypothesis: LDPRBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.703006	0.4213
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(LDPRBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.292220	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: LDSTBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.864328	0.6520
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(LDSTBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.809227	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: LDTBI_ILO has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.251706	0.8838
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(LDTBI_ILO) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.481703	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: LDFBI_ILO has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.327741	0.4092
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(LDFBI_ILO) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.252764	0.0007
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: MGPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.120466	0.5170
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

Null Hypothesis: D(MGPBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.459982	0.0004
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: MSPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.442460	1.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(MSPBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.398050	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: EGPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.292676	0.4267
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

Null Hypothesis: D(EGPBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.519843	0.0522
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: SBCUEPBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.859438	0.1869
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(SBCUEPBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.41946	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: SBCEPBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.372813	0.8520
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(SBCEPBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-31.46387	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: SB3IPBI has a unit root

Exogenous: Constant

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.046332	0.9568
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(SB3IPBI) has a unit root

Exogenous: Constant

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.515933	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: TREXPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.181650	0.4836
Test critical values: 1% level	-4.262735	
5% level	-3.552973	
10% level	-3.209642	

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

Null Hypothesis: D(TREXPBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.605938	0.0003
Test critical values: 1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

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

Null Hypothesis: TRINDPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.251700	0.0912
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

Null Hypothesis: D(TRINDPBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.840889	0.0002
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: TRCONPBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.008321	0.9945
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

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

Null Hypothesis: D(TRCONPBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-31.59109	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: IPPBI has a unit root

Exogenous: Constant

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.991261	0.2891
Test critical values: 1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Null Hypothesis: D(IPPBI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.657776	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: CONPBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.877887	0.9461
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

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

Null Hypothesis: D(CONPBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-30.52622	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: RS52PBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.047429	0.9936
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: D(RS52PBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.67782	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: CPIBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.162101	0.4949
Test critical values: 1% level	-4.243644	
5% level	-3.544284	
10% level	-3.204699	

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

Null Hypothesis: D(CPIBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.990347	0.0014
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: PPIBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.577328	0.8631
Test critical values: 1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Null Hypothesis: D(PPIBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.619876	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.639407	
5% level	-2.951125	
10% level	-2.614300	

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

Null Hypothesis: PPICBI has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.177812	0.1073
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

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

Null Hypothesis: D(PPICBI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.548366	0.0051
Test critical values: 1% level	-4.273277	
5% level	-3.557759	
10% level	-3.212361	

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

Null Hypothesis: PTCONBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.831948	0.1964
Test critical values: 1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

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

Null Hypothesis: D(PTCONBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.741985	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.252879	
5% level	-3.548490	
10% level	-3.207094	

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

Null Hypothesis: REEURBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.479910	0.8181
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(REEURBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.964758	0.0015
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: REUSDBI has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.027969	0.1390
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: D(REUSDBI) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.098844	0.0139
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

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

Null Hypothesis: POILBRUSDBI has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.696895	0.0844
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Null Hypothesis: D(POILBRUSDBI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.431025	0.0163
Test critical values: 1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

II. Testovanie kointegrácie časových radov

Všetky modelové vzťahy na rýchle odhady v tvare ECM prezentované v tomto dokumente boli odhadnuté pomocou *Engle - Grangerovho* algoritmu, teda v dvoch krokoch. V 1. kroku boli kvantifikované parametre dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi endogénnou premennou a príslušnými vysvetľujúcimi premennými. Rezíduá vyplývajúce z dlhodobého rovnovážneho vzťahu boli v 2. kroku využité pri odhade konečného modelového vzťahu v tvare ECM.

Keďže dlhodobý rovnovážny vzťah je založený na pôvodných časových radoch, ktoré sú nestacionárne, bolo potrebné zistiť, či sú kointegrované, t. j. či ich lineárna kombinácia (vyjadrená príslušným dlhodobým vzťahom) predstavuje stacionárny časový rad. Inými slovami povedané, bolo 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. Odhadnuté parametre z dlhodobého rovnovážneho vzťahu sú zložkami tzv. kointegračného vektora a slúžia ako koeficienty lineárnej kombinácie. Výsledky týchto štatistických testov, ktoré boli získané tiež pomocou programového systému *EViews*, sú uvedené v nasledovných tabuľkách.

Null Hypothesis: RESIDCBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.470274	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDGBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.304155	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDIBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.519416	0.0010
Test critical values: 1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

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

Null Hypothesis: RESIDEGSBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.783884	0.0068
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDMGSBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.032691	0.0035
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPCBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.947836	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPGBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.128558	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPIBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.256756	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPEGSBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.353649	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPMGSBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.632669	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDQBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.227094	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDICOB1 has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.620475	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDGVABI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.776323	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

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

Null Hypothesis: RESIDNTXBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.209011	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPQBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.658443	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPICBI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.798163	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPGVABI has a unit root

Exogenous: None

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.700250	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDPNTXBI has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.239944	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

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

Null Hypothesis: RESIDYBIS has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.187772	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

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

Null Hypothesis: RESIDYBID has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.385237	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

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

Null Hypothesis: RESIDPYBI has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.961231	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

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

Null Hypothesis: RESIDLDTBIA has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.333381	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.632688	
5% level	-1.950687	
10% level	-1.611059	

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

Null Hypothesis: RESIDLDTBIB has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.539193	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

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

Vydal: INFOSTAT
Inštitút informatiky a štatistiky,
Dúbravská cesta 3
845 24 Bratislava 45

V edícii: Aktá

Pod číslom: 1

Vedúci redaktor: Ing. Michal Olexa, PhD.

Výkonný redaktor: Ing. Ján Haluška, PhD.

Počet strán: 142

Počet výtlačkov: 7

ISBN: 978-80-89398-14-0

A1-501/2010

ISBN 978-80-89398-14-0



9

788089

398140