

INFOSTAT – INŠTITÚT INFORMATIKY A ŠTATISTIKY

**MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY
VÝVOJA MAKROEKONOMICKÝCH UKAZOVATEĽOV
SLOVENSKEJ EKONOMIKY
(Využitie konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov)**

Bratislava, december 2008

MODELOVÝ APARÁT NA RÝCHLE ODHADY
VÝVOJA MAKROEKONOMICKÝCH UKAZOVATEĽOV
SLOVENSKEJ EKONOMIKY
(Využitie konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov)

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

Edícia: Aktá
Bratislava, december 2008

Štúdia obsahuje výsledky projektu *"Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makro-ekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky"*, ktorý INFOSTAT začal riešiť v roku 2008 s pokračovaním v rokoch 2009 a 2010 s podporou Agentúry na podporu výskumu a vývoja.

Copyright © INFOSTAT – Inštitút informatiky a štatistiky Bratislava

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 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.

ISBN 978-80-89398-06-5
EAN 9788089398065

O B S A H

1.	ÚVOD	5
2.	KONJUNKTURÁLNE A SPOTREBITEĽSKÉ PRIESKUMY A ICH HLAVNÉ VÝSLEDKY	8
2.1	Kompozitné indikátory dôvery a ich ekonomický obsah	9
2.2	Indikátor ekonomického sentimentu a jeho význam	13
2.3	Indikátory očakávanej zamestnanosti	15
2.4	Indikátor očakávaného vonkajšieho dopytu	17
3.	KONŠTRUKCIA MODELOVÉHO APARÁTU NA RÝCHLE ODHADY NA ZÁKLADE VÝSLEDKOV KONJUNKTURÁLNYCH A SPOTREBITEĽSKÝCH PRIESKUMOV	18
3.1	Modelový aparát na rýchly odhad vývoja HDP	19
3.1.1	Vzťah v tvare klasického ekonometrického modelu	19
3.1.2	Modelový vzťah s vplyvom korekčného člena	26
	<i>Modelový vzťah s lineárnym trendom</i>	27
	<i>Modelový vzťah s kvadratickým trendom</i>	33
3.2	Modelový aparát na rýchly odhad vývoja celkovej zamestnanosti	38
	<i>Modelový vzťah s lineárnym trendom</i>	40
	<i>Modelový vzťah s kvadratickým trendom</i>	47
4.	POUŽITIE ARIMA MODELOV NA RÝCHLE ODHADY VÝVOJA HDP A CELKOVEJ ZAMESTNANOSTI	54
4.1	Stručná charakteristika Box-Jenkinsovej metodológie	54
4.1.1	Identifikácia modelu	58
4.1.2	Odhad modelu	58
4.1.3	Verifikácia modelu (Diagnostic)	59
4.1.4	Aplikácia modelu	59
4.2	Konštrukcia ARIMA modelov pre rýchly odhad vývoja HDP	59
4.3	Konštrukcia ARIMA modelov pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti	64
5.	ZÁVER	67
6.	LITERATÚRA	69
	PRÍLOHA	70

**Modelový aparát na rýchle odhady
vývoja makroekonomických ukazovateľov
slovenskej ekonomiky
(Využitie konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov)¹**

1. Úvod

Veľmi aktuálnym problémom, ktorého riešením sa štatistická prax u nás zaoberá od vstupu SR do EÚ stále intenzívnejšie, je príprava rýchlych odhadov (*flash estimates*) vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. V súčasnosti sa jedná o rýchle odhady vývoja HDP, zložiek jeho tvorby a použitia v stálych a bežných cenách a celkovej zamestnanosti (podľa metodiky ESA 95). Rýchle odhady vývoja týchto ukazovateľov je Štatistický úrad Slovenskej republiky (ŠÚ SR) povinný zverejňovať vždy do 45 dní po skončení štvrťroka, čiže 15 dní pred zverejnením oficiálnej štatistickej správy o základných vývojových tendenciách v hospodárstve SR v danom štvrťroku.

Vo vyspelých krajinách predstavujú rýchle odhady vývoja hlavných ukazovateľov na makroúrovni neoddeliteľnú súčasť oficiálne dostupných štatistických informácií. Zostavujú sa s podporou modelových nástrojov a rovnaký štandard by sa mal postupne dosiahnuť aj u nás. V našich podmienkach má však výskum v tejto oblasti ešte len veľmi krátku históriu. Prispel k nemu aj INFOSTAT, ktorý sa danou problematikou experimentálne zaoberal v rámci riešenia úlohy štátnej objednávky "Vývoj modelov pre štatistické makroekonomické analýzy a prognózy vývoja ekonomiky SR" v rokoch 2002-2005.

Modelový aparát, ktorý bol výsledkom riešenia danej úlohy v roku 2005 [9], sa využíval ako podporný nástroj na zostavovanie rýchlych odhadov vývoja HDP a celkovej zamestnanosti až do 3. štvrťroka 2007. Tento aparát bol každý štvrťrok vždy najskôr aktualizovaný a následne využitý v procese zostavovania rýchlych odhadov. V dôsledku toho, že koncom roka 2007 vykonal ŠÚ SR zásadnú revíziu časových

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

radov tvorby a použitia HDP v bežných cenách a zároveň implementoval novú metódu ich zostavovania v stálych cenách (na báze reťazenia objemov), modelový aparát sa stal nepoužiteľný. Vplyvom revízie a novej metodiky sa totiž pôvodné časové rady tvorby a použitia HDP v bežných a stálych cenách zmenili a tým vznikli aj úplne nové časové rady vývoja deflátorov jednotlivých zložiek tvorby a použitia HDP, vrátane časového radu deflátoru HDP.

Obnoviť funkčnosť modelového aparátu na rýchle odhady znamená rekonštruovať ho tak, aby bol prispôsobený novej "revidovanej" realite. Vzhľadom na uvedený rozsah zmien v štatistickej údajovej základni, na ktorej je založený, si to v skutočnosti vyžaduje vybudovať úplne nový modelový aparát. To predstavuje hlavný cieľ projektu *"Modelový aparát na rýchle odhady vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky"*, ktorý INFOSTAT začal riešiť v roku 2008 s pokračovaním v rokoch 2009 a 2010.

Východisko pre zostavovanie rýchlych odhadov vývoja makroekonomických ukazovateľov na štvrťročnej báze predstavujú informácie o vývoji vecne príbuzných odvetvových ukazovateľov, ktoré sú v momente prípravy rýchlych odhadov za príslušný štvrťrok už známe. Sú to teda informácie dostupné na mesačnej báze. Ich zdrojom však môžu byť nielen mesačné časové rady kvantitatívnych ukazovateľov, ale aj mesačné časové rady kvalitatívnych ukazovateľov, čiže časové rady výsledkov konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov. Vo všeobecnosti je preto možné pristupovať ku konštrukcii modelového aparátu a tým aj k zostavovaniu rýchlych odhadov tromi spôsobmi, a to na základe využitia informácií kvalitatívneho charakteru, informácií kvantitatívneho charakteru a kombináciou využitia oboch typov informácií súčasne.

Cieľom riešenia projektu v roku 2008 je konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu, ktorý bude podporne využiteľný na zostavovanie rýchlych odhadov na základe využitia informácií kvalitatívneho charakteru. Tento typ informácií je totiž k dispozícii najskôr, a to bezprostredne po skončení každého mesiaca (a tým aj štvrťroka), čo je jeho hlavná komparatívna výhoda voči informáciám kvantitatívneho charakteru². Výsledky riešenia 1. etapy projektu by teda mali prispieť k poznaniu, či a do akej miery sú informácie vyplývajúce z výsledkov konjunkturálnych a spotrebiteľ-

² Harmonogram riešenia projektu predpokladá, že v 2. etape riešenia (rok 2009) bude konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu na rýchle odhady založená na informáciách kvantitatívneho charakteru a v 3. etape (rok 2010) na informáciách kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru súčasne.

ských prieskumov štatisticky významné pre vysvetlenie vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky³.

Konjunkturálne a spotrebiteľské prieskumy, ich hlavné výsledky a význam, sú charakterizované v 2. kapitole tohto dokumentu. Metodologický postup a výsledky konštrukcie modelového aparátu na rýchle odhady vývoja HDP a celkovej zamestnanosti sú prezentované v 3. a 4. kapitole. V 3. kapitole sa jedná o aparát v podobe klasických ekonometrických modelov a ekonometrických modelov využívajúcich princípy kointegrácie a korekcie chyby, ktorý je založený na výsledkoch konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov, vo 4. kapitole ide o *ARIMA* modely, teda o modelový aparát využívajúci princípy *Box-Jenkinsovej metodológie*⁴.

³ Poznanie väzieb tohto typu je veľmi dôležité, pretože hospodársky vývoj v trhovej ekonomike nemá trvale vzostupnú podobu, ale prebieha v konjunkturálnych cykloch. Tento teoreticko-empirický poznatok najnovšie potvrdzuje aktuálny vývoj svetovej aj slovenskej ekonomiky, ktorého charakteristickou črtou je spomaľovanie tempa ekonomického rastu v dôsledku globálnej finančnej krízy. V súvislosti s tým majú pre ekonomické subjekty a hospodársku politiku podstatný význam informácie o bodoch zvratu. K ich včasnej identifikácii môžu prispieť aj rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov, ktoré sa budú vyznačovať dostatočnou mierou spoľahlivosti. V tom spočíva hlavný ekonomický prínos výsledkov riešenia projektu.

⁴ Keďže *ARIMA* modely nie sú založené na ekonomickej teórii, z hľadiska ich konštrukcie nie sú relevantné ani výsledky konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov. Avšak vzhľadom na to, že *ARIMA* modely predstavujú veľmi sofistikovaný nástroj na extrapoláciu vývoja časových radov, je zrejmé, že môžu byť užitočným nástrojom aj pre zostavovanie rýchlych odhadov vývoja makroekonomických ukazovateľov.

2. Konjunkturálne a spotrebiteľské prieskumy a ich hlavné výsledky

Konjunkturálne a spotrebiteľské prieskumy (KSP) poskytujú dôležité informácie o aktuálnom vývoji ekonomiky, ktoré sú prevažne kvalitatívneho charakteru. Ich výsledky sa veľmi široko uplatňujú aj v ekonomickom výskume, hlavne pri identifikácii bodov obratu v ekonomickom cykle. V súvislosti s tým sa KSP stali kľúčovým doplnkom k oficiálnym štatistickým informáciám kvantitatívneho charakteru, ktoré sú k dispozícií až s relatívne veľkým časovým oneskorením. O špecifickom význame KSP svedčí skutočnosť, že sa používajú na monitorovanie ekonomického vývoja nielen v členských krajinách EÚ resp. v eurozóne, ale napr. aj v krajinách OECD.

V SR vykonáva KSP na mesačnej báze ŠÚ SR prostredníctvom dotazníkov [8]. V ich výsledkoch sú každý mesiac obsiahnuté názory a očakávania respondentov, týkajúce sa rôznych aspektov ekonomickej aktivity v piatich sektoroch ekonomiky, menovite v priemysle, stavebníctve, maloobchode, službách a medzi spotrebiteľmi⁵. V harmonizovanej podobe sú KSP zdrojom informácií o širokom spektre ukazovateľov, ktoré sú užitočné z hľadiska monitorovania cyklického vývoja.

Prieskum v priemysle je prevažne kvalitatívny. Hlavné otázky sa týkajú hodnotenia (do)terajšieho trendu vývoja produkcie, aktuálnej úrovne objednávok a zásob, ako aj očakávaného vývoja produkcie, cien predaja a zamestnanosti. Navyše, ale na štvrťročnej báze, poskytuje tiež kvantitatívnu informáciu o miere využitia výrobných kapacít a o počte mesiacov, na ktoré je zaistená produkcia.

Prieskum v stavebníctve je významným zdrojom informácií o krátkodobom vývoji v tomto sektore. Poskytuje tiež výlučne kvalitatívne informácie s tým, že jedinou výnimkou je kvantitatívna informácia o počte mesiacov, na ktoré je zabezpečená produkcia.

Prieskum v maloobchode poskytuje výlučne kvalitatívne informácie. Otázky sa týkajú hodnotenia aktuálneho vývoja situácie v sektore z hľadiska stavu zásob a očakávaného vývoja tržieb (produkcie), nových objednávok a zamestnanosti.

Aj prieskum v službách poskytuje len kvalitatívne informácie. Týka sa hodnotenia aktuálneho vývoja situácie v sektore a minulých resp. budúcich zmien v obchodnom obrate a zamestnanosti.

⁵ ŠÚ SR ich vykonáva podľa harmonizovanej metodiky odporúčanej Európskou komisiou [10]. Prieskum medzi spotrebiteľmi - tzv. *Spotrebiteľský barometer* - zabezpečuje Ústav pre výskum verejnej mienky (ÚVVM) pri ŠÚ SR.

Prieskum medzi spotrebiteľmi sleduje dva ciele. Zameriava sa na zber informácií týkajúcich sa jednak zámerov domácností míňať a šoriť, jednak faktorov, ktoré domácností považujú za rozhodujúce z hľadiska svojich rozhodnutí (míňať resp. šoriť). Otázky sa preto týkajú finančnej situácie domácností, všeobecnej ekonomickej situácie, úspor a investičných zámerov domácností. Aj prieskum medzi spotrebiteľmi poskytuje len kvalitatívne informácie.

Aby boli informácie získané pomocou KSP čo najobjektívnejšie, sú odpovede respondentov na jednotlivé otázky najskôr agregované pomocou váh a následne vyjadrené v podobe konjunkturálnych sáld. Konjunkturálne saldo predstavuje rozdiel medzi pozitívnymi a negatívnymi odpoveďami na príslušnú otázku a je vyjadrené v percentuálnych bodoch. Časové rady sáld z výsledkov KSP sa pri konštrukcii modelových nástrojov využívajú buď samostatne v ich originálnej podobe alebo vystupujú ako zložky tzv. kompozitných indikátorov dôvery.

Z hľadiska cieľa riešenia projektu v roku 2008, ktorým je konštrukcia modelového aparátu na rýchle odhady vývoja HDP a celkovej zamestnanosti na báze výsledkov KSP, je potrebné venovať pozornosť najmä referenčným ukazovateľom. Pre vývoj HDP je referenčným ukazovateľom indikátor ekonomického sentimentu (zložený z indikátorov dôvery), pre vývoj celkovej zamestnanosti sú referenčnými ukazovateľmi indikátory očakávanej zamestnanosti vo vybraných odvetviach.

2.1 Kompozitné indikátory dôvery a ich ekonomický obsah

Pomocou konjunkturálnych sáld za vybrané otázky je pre každý z piatich skúmaných sektorov konštruovaný na mesačnej báze kompozitný (zložený) indikátor dôvery, ktorý odzrkadľuje (jedným číslom) vnímanie ekonomického vývoja v príslušnom sektore. Cieľom ich konštrukcie je detailnejšie popísať vývoj v daných odvetviach a tým pomôcť s predstihom identifikovať možné zlepšenie alebo zhoršenie ich aktuálnych vývojových tendencií.

Indikátor dôvery v priemysle je kompozitný ukazovateľ, ktorý sa vypočítava ako aritmetický priemer konjunkturálnych sáld (v percentuálnych bodoch) úrovne celkového dopytu, stavu zásob hotových výrobkov (s opačným znamienkom) a očakávaného objemu priemyselnej produkcie. Všetky tri zložky, z ktorých vzniká, majú rovnakú váhu.

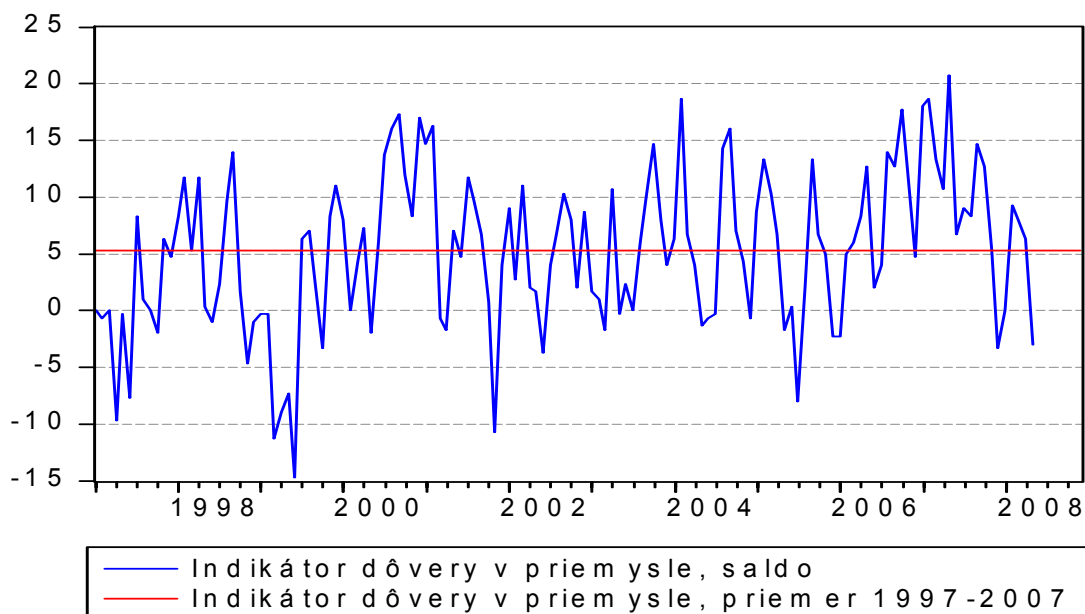
Indikátor dôvery v stavebníctve je kompozitný ukazovateľ, ktorý je vypočítaný ako aritmetický priemer konjunkturálnych sáld úrovne celkového dopytu a očakávanej zamestnanosti. Ich váhy sú rovnaké.

Indikátor dôvery v maloobchode je kompozitný ukazovateľ, ktorý je vypočítaný ako aritmetický priemer konjunkturálnych sáld súčasnej a očakávanej ekonomickej (podnikateľskej) situácie a stavu zásob tovarov (s opačným znamienkom). Všetky tri zložky majú rovnakú váhu.

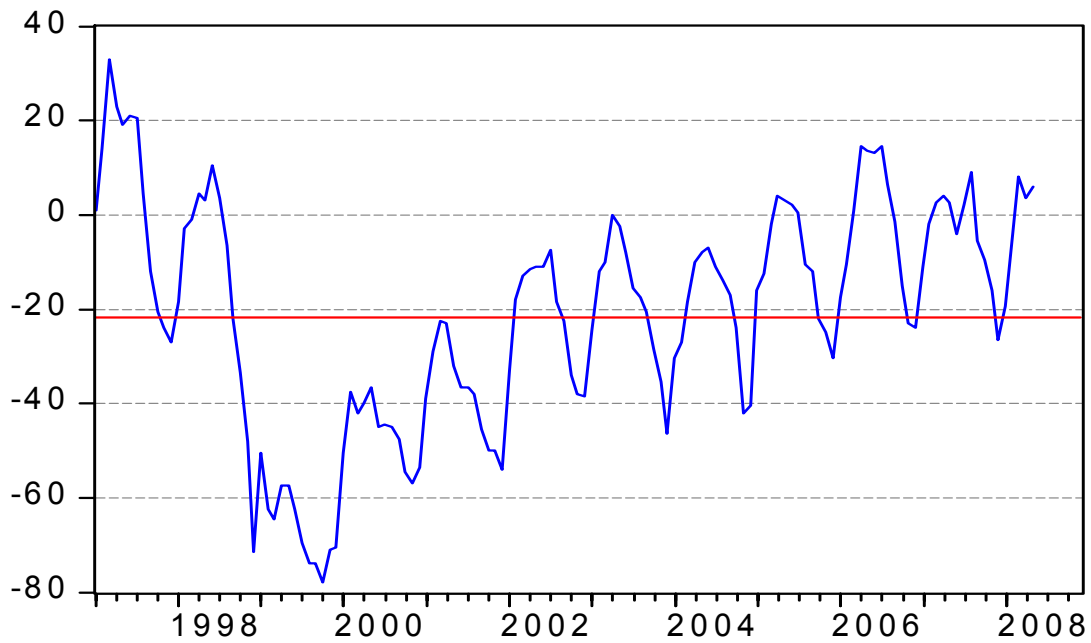
Indikátor dôvery v službách je kompozitný ukazovateľ vypočítaný ako aritmetický priemer konjunkturálnych sáld úrovne dopytu, podnikateľskej situácie a očakávaného dopytu. Aj v tomto prípade majú všetky tri zložky rovnakú váhu.

Indikátor spotrebiteľskej dôvery je kompozitný ukazovateľ, ktorý vyjadruje celkovú očakávanú spotrebiteľskú dôveru obyvateľstva. Vypočítava sa ako aritmetický priemer konjunkturálnych sáld očakávaného vývoja ekonomiky, nezamestnanosti (s opačným znamienkom) a vývoja finančnej situácie a úspor domácností.

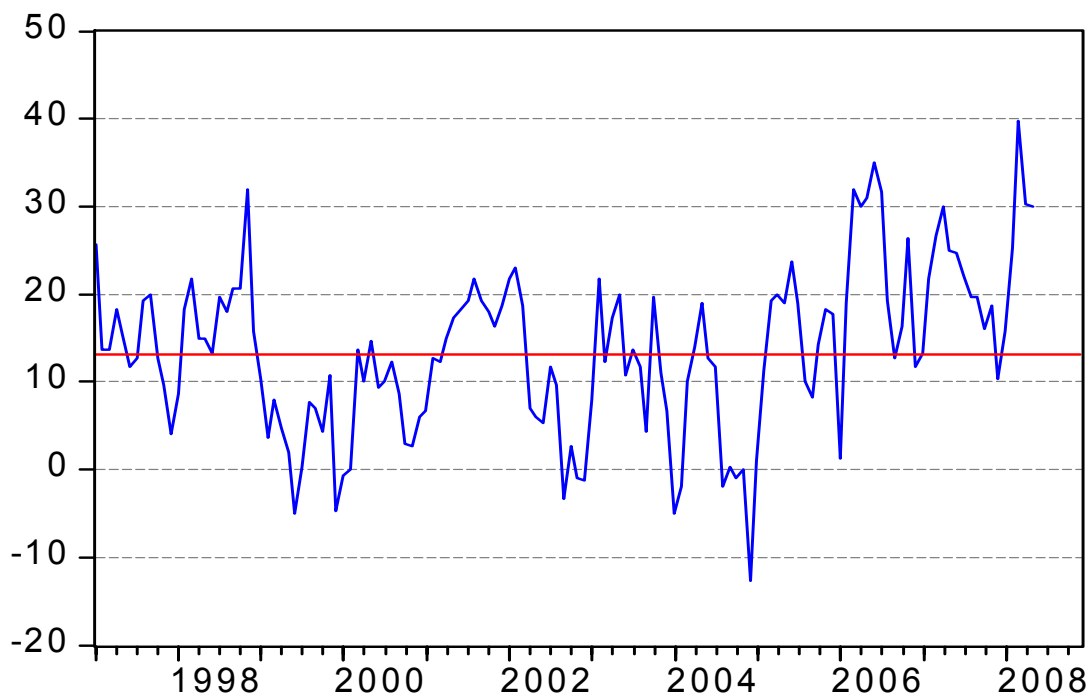
Doterajšie vývojové tendencie jednotlivých indikátorov dôvery - zachytené v mesačných časových radoch - možno (spolu s ich dlhodobými priermi) zobrazíť graficky nasledovne⁶:



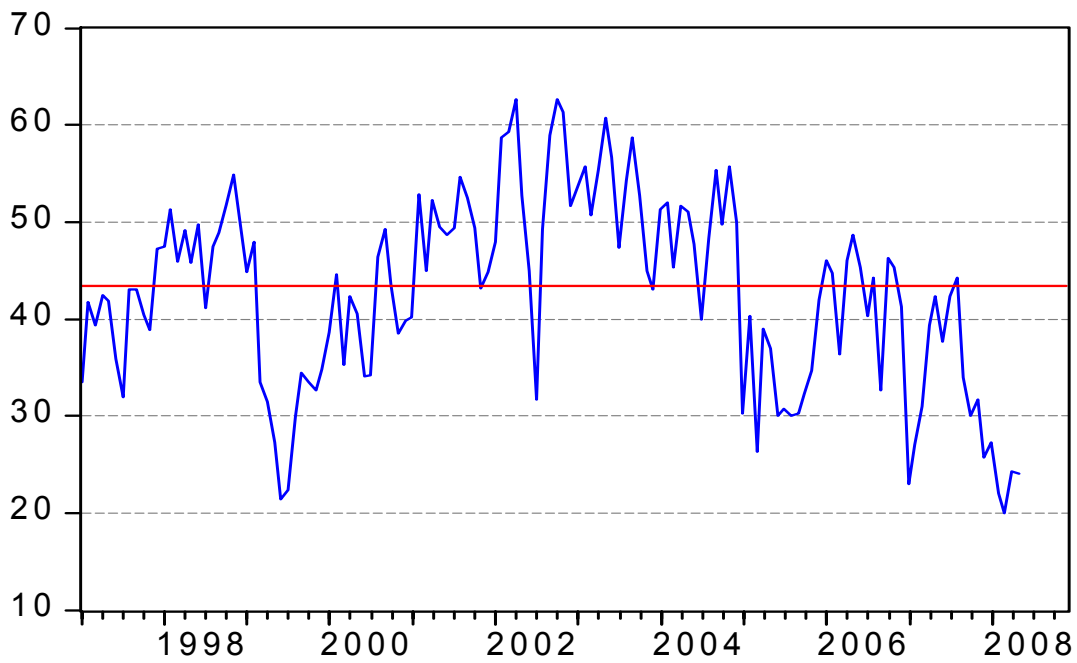
⁶ V tejto súvislosti je potrebné uviesť, že konjunkturálne prieskumy v odvetví služieb začal ŠÚ SR vykonávať až v januári 2002. Hodnoty indikátora dôvery v službách za chýbajúce roky (1997-2001) vznikli retropoláciou na základe ekonometrického modelovania.



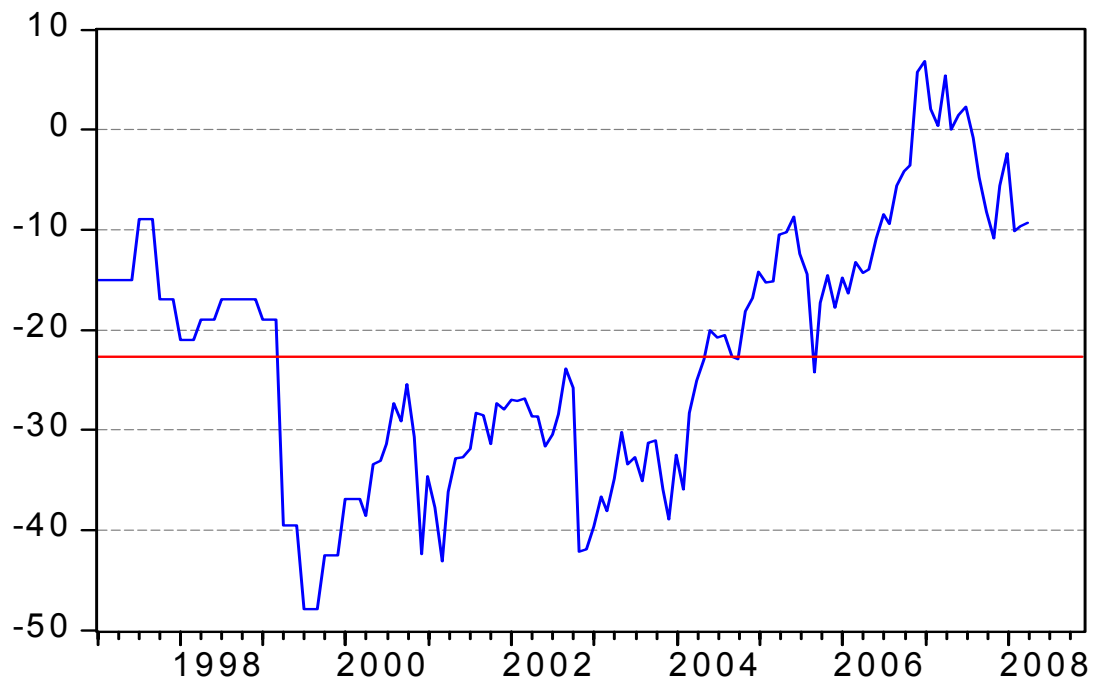
— Indikátor dôvery v stavebníctve, saldo
 — Indikátor dôvery v stavebníctve, priemer 1997-2007



— Indikátor dôvery v maloobchode, saldo
 — Indikátor dôvery v maloobchode, priemer 1997-2007



— Indikátor dôvery v službách, saldo
 — Indikátor dôvery v službách, priemer 1997-2007



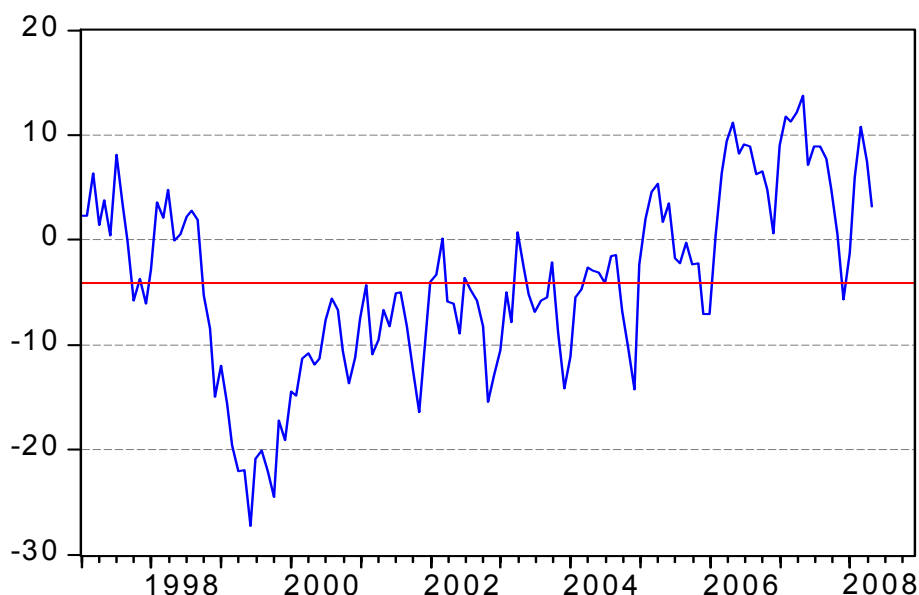
— Indikátor spotrebiteľskej dôvery, saldo
 — Indikátor spotrebiteľskej dôvery, priemer 1997-2007

2.2 Indikátor ekonomického sentimentu a jeho význam

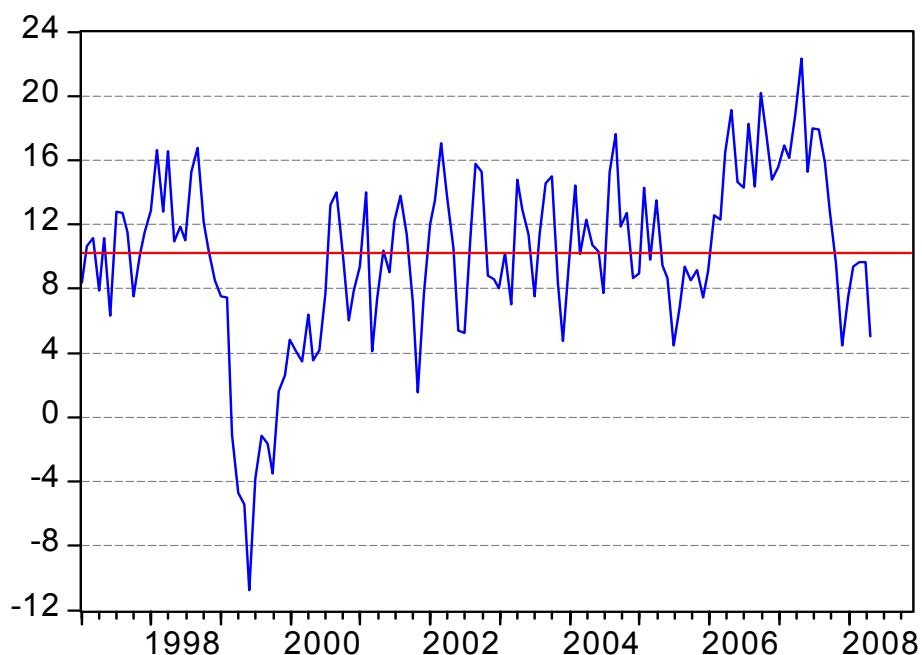
Indikátor ekonomického sentimentu (ESI) je - na rozdiel od odvetvových indikátorov dôvery - kompozitným indikátorom, ktorý odzrkadľuje názory respondentov z uvedených odvetví na súčasný a očakávaný ekonomický vývoj komplexne. Vypočítava sa ako vážený aritmetický priemer z uvedených piatich čiastkových indikátorov dôvery. V dôsledku toho sa na makroúrovni považuje za referenčný ukazovateľ pre medziročnú relatívnu zmenu reálneho HDP.

Pôvodná verzia ESI, ktorú ŠÚ SR publikoval až do marca 2007, bola vypočítaná ako vážený aritmetický priemer zo štyroch čiastkových indikátorov dôvery (bez vplyvu indikátora dôvery v službách). Indikátor dôvery v priemysle mal v ňom váhu 40%, indikátor dôvery v stavebníctve 20%, indikátor dôvery v maloobchode 20% a indikátor spotrebiteľskej dôvery 20%. Aktuálna verzia ESI však zohľadňuje už aj vplyv indikátora dôvery v službách a oproti pôvodnej verzii ESI má zároveň rozdielnu štruktúru váh - priemysel má váhu 40%, stavebníctvo 5%, maloobchod 5%, služby 30% a spotrebiteľia 20%.

Časové rady vývoja pôvodného a aktuálneho ESI možno (spolu s ich dlhodobými priemermi) graficky zobrazíť nasledovne:



— Indikátor ekonomického sentimentu (pôvodný), saldo
— Indikátor ekonomického sentimentu (pôvodný), priemer 1997-2007



— Indikátor ekonomického sentimentu (aktuálny), saldo
 — Indikátor ekonomického sentimentu (aktuálny), priemer 1997-2007

Z grafického zobrazenia vyplýva, že základné vývojové tendencie pôvodného a aktuálneho ESI sú veľmi podobné. Ich dlhodobé priemery za roky 1997-2007 sú síce odlišné, ale hlavný bod obratu v roku 1999 resp. zlom trendu v roku 2006, ktoré možno identifikovať v ich vývoji, vzájomne veľmi dobre korešponujú.

Rozdielna hodnota ich dlhodobého priemeru je dôsledkom nielen ich rozdielneho zloženia, ale aj odlišných váh jednotlivých zložiek, z ktorých sú vytvorené. Kým dlhodobý priemer pôvodného ESI za roky 1997-2007 je záporný (-4.1), dlhodobý priemer aktuálneho ESI je kladný (10.2). Tento posun úrovne dlhodobého priemeru je primárne dôsledkom vplyvu indikátora dôvery v službách, ktorý je súčasťou aktuálneho ESI (s relatívne vysokou váhou) a ktorý - mimochodom ako jediný spomedzi uvedených indikátorov dôvery - doteraz vykazuje len kladné hodnoty.

Bod obratu a zlom trendu vo vývoji (obidvoch) ESI sú zaujímavé najmä z toho hľadiska, že analyzované 11 ročné obdobie rozdeľujú na tri časti, ktoré sa časovo pozoruhodne dobre prekrývajú s doterajšími politicko-ekonomickými cyklami. V chronologickom poradí ide o tieto tri obdobia: roky 1997 a 1998 (koniec 1. štvorročného politicko-ekonomického cyklu - vláda V. Mečiara), roky 1998 až 2006 (2. a 3. politic-

ko-ekonomický cyklus - vlády *M. Dzurindu*) a roky 2006 a 2007 (súčasť 4. politicko-ekonomického cyklu - vláda *R. Fica*).

Hlavný bod obratu vo vývoji ESI bol zaznamenaný v roku 1999, teda na začiatku 2. politicko-ekonomického cyklu, kedy obidve verzie ESI klesli na historicky najnižšiu úroveň. Vplyvom obratu smerom k rastu sa ESI postupne "vrátil" až k úrovni dlhodobého priemeru, okolo ktorého následne niekoľko rokov viac-menej osciloval. Na začiatku roku 2006 však došlo k zlomu trendu vývoja ESI (smerom nahor), vplyvom ktorého sa v rokoch 2006 a 2007 posunul relatívne vysoko nad dlhodobý priemer, pričom v roku 2007 stúpol na historicky najvyššiu úroveň.

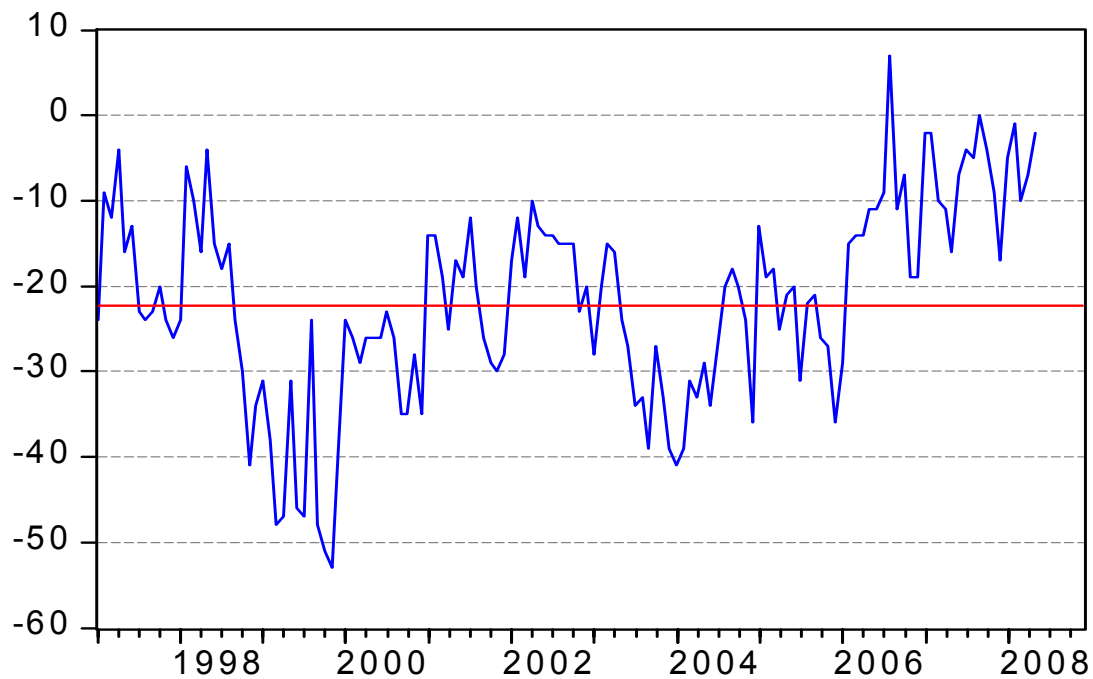
Z grafov uvedených v časti 2.1 je zrejmé, že o historicky najhlbší pokles ESI v roku 1999 sa diferencovanou mierou pričínili pokles dôvery vo všetkých piatich sektoroch ekonomiky, relatívne najviac však ide o vrub poklesu dôvery v stavebníctve a dôvery spotrebiteľov. Na druhej strane, vzostup ESI na historicky najvyššiu úroveň v roku 2007 bol založený predovšetkým na raste dôvery v priemysle a dôvery spotrebiteľov.

2.3 Indikátory očakávanej zamestnanosti

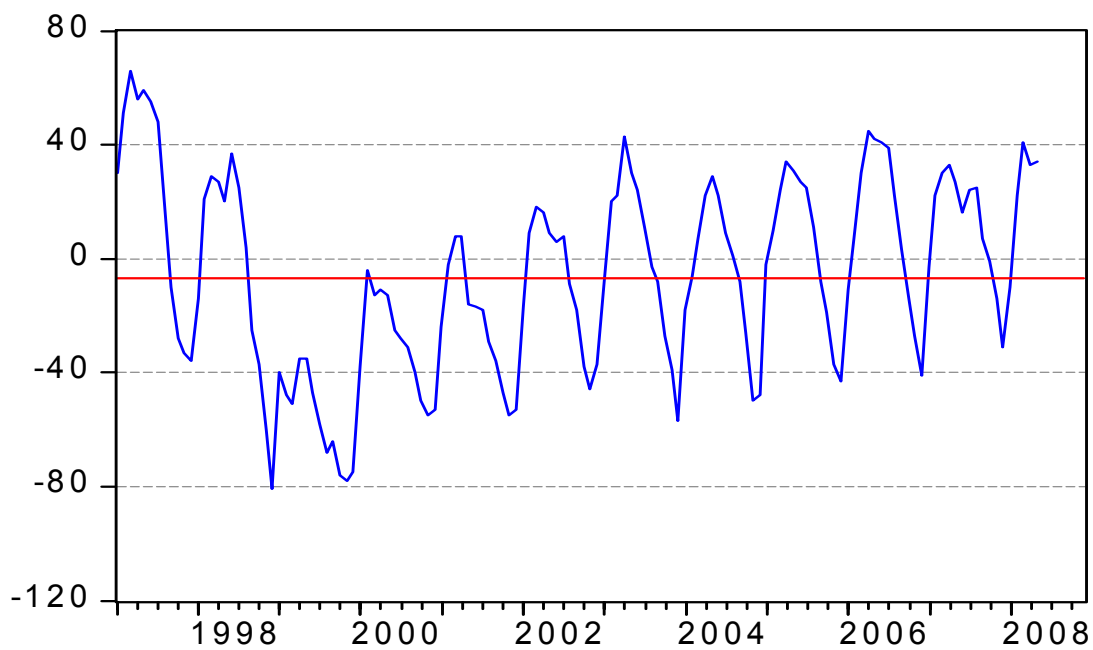
Súčasťou výsledkov KSP sú aj indikátory, ktoré vyjadrujú očakávaný vývoj zamestnanosti v štyroch odvetviach slovenskej ekonomiky. Jedná sa o *indikátor očakávanej zamestnanosti (OZ) v priemysle, stavebníctve, maloobchode a službách*⁷. Ich typickým znakom je sezónnosť, ktorá sa najzreteľnejšie prejavuje vo vývoji indikátora očakávanej zamestnanosti v stavebníctve. Pokiaľ ide o ich doterajší vývoj, spoločne sa vyznačujú najmä výrazným poklesom v rokoch 1998 a 1999, a to až na úroveň historických miním, ale aj vzostupom nad úroveň dlhodobého priemeru od roku 2006.

Vývojové tendencie indikátorov očakávanej zamestnanosti v priemysle, stavebníctve a maloobchode od roku 1997 - zaznamenané v mesačných časových radoch - možno (spolu s ich dlhodobými priemerami) zobrazit' graficky nasledovne:

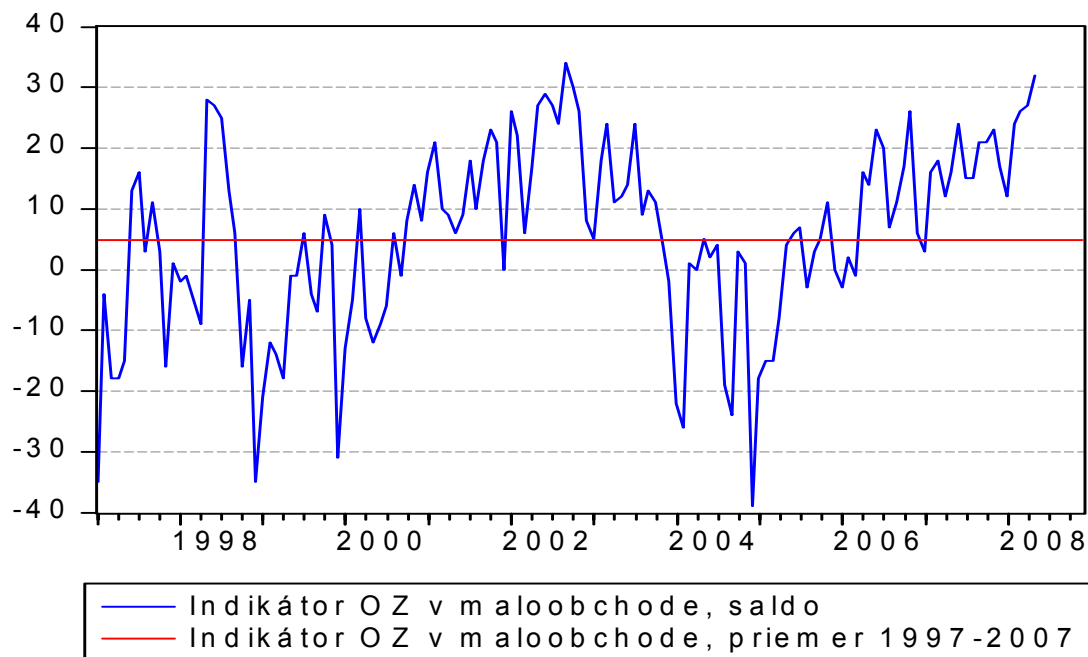
⁷ Časový rad indikátora očakávanej zamestnanosti v službách je kratší, pretože ŠÚ SR začal tento indikátor sledovať až od roku 2002. V dôsledku toho nebudeme s týmto indikátorom pri konštrukcii modelového vzťahu pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti uvažovať.



— Indikátor OZ v priemysle, saldo
 — Indikátor OZ priemysle, priemer 1997-2007

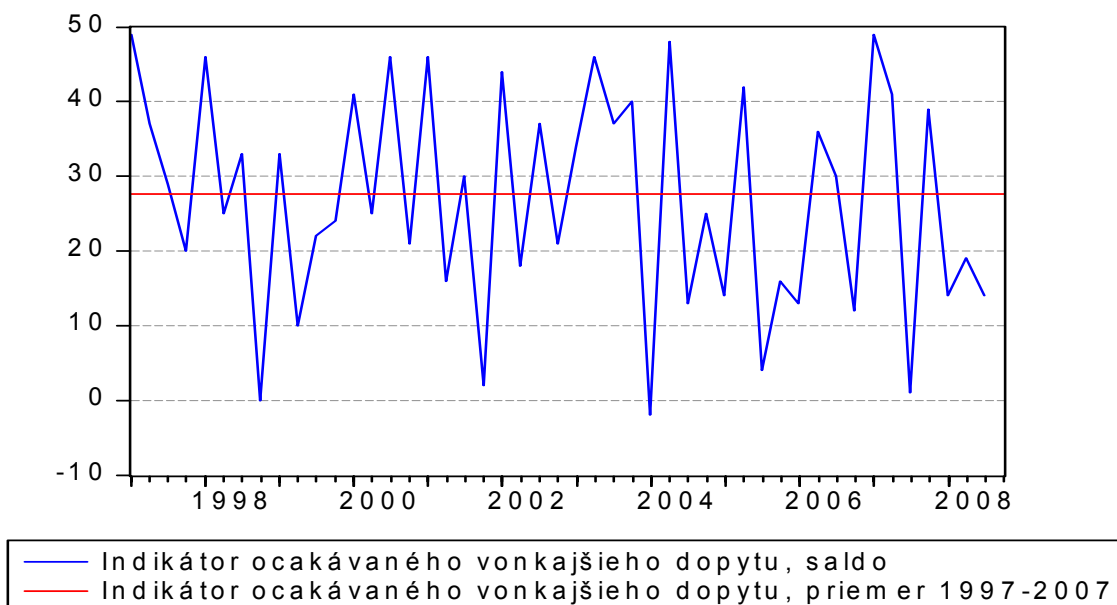


— Indikátor OZ v stavebníctve, saldo
 — Indikátor OZ v stavebníctve, priemer 1997-2007



2.4 Indikátor očakávaného vonkajšieho dopytu

Spomedzi ostatných výsledkov KSP uvádzame ešte indikátor očakávaného vonkajšieho dopytu, ktorý je - spolu s ESI - použitý ako vysvetľujúci faktor pre vývoj reálneho HDP. Jeho vývojovú tendenciu od roku 1997 - zaznamenanú v štvrtročnom časovom rade - možno spolu s dlhodobým priemerom zobrazit' graficky nasledovne:



3. Konštrukcia modelového aparátu na rýchle odhady na základe výsledkov konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov

Ako už bolo povedané v úvode, výsledky KSP boli v 1. etape riešenia projektu východiskom pre konštrukciu modelového aparátu na zostavovanie rýchlych odhadov vývoja základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Jedná sa o veľmi rýchlo dostupné (kvalitatívne) informácie, ktorých komparatívna výhoda voči informáciám kvantitatívneho charakteru spočíva v tom, že v momente prípravy rýchlych odhadov za príslušný štvrťrok sú už známe. Preto je tieto informácie možné využiť na konštrukciu modelových nástrojov ekonometrického typu a rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov získať na základe aplikácií modelového aparátu.

Modelový aparát tvorí sústava jednorovnicových ekonometrických modelov. Každý z nich zobrazuje - na štvrťročnej báze - doteraz známu vývojovú tendenciu konkrétneho makroekonomického ukazovateľa a je podporným nástrojom pre zostavenie rýchleho odhadu vývoja tohto ukazovateľa v bezprostredne nasledujúcom štvrťroku. Keďže východiskovú hypotézu o funkčnom tvare modelu možno formulovať rozdielne, môžu mať odlišný tvar aj kvantifikované modelové vzťahy. Z metodologického hľadiska môže ísť buď o klasický ekonometrický model, alebo o modelový vzťah, ktorý využíva *princípy kointegrácie a ECM (Error Correction Models)* [3, 6].

Na kvantifikáciu parametrov jednotlivých modelových vzťahov bola vytvorená báza dát, ktorá obsahuje štvrťročné časové rady relevantných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky a štvrťročné časové rady kvalitatívnych ukazovateľov získaných na základe výsledkov KSP⁸. V oboch prípadoch sa jedná o pôvodné (teda sezónne neočistené) časové rady, ktoré boli pri kvantifikácii parametrov použité v kombinácii so sezónnymi premennými. Sezónna analýza totiž ukázala, že vývoj všetkých relevantných časových radov je štatisticky významne determinovaný aj vplyvom sezónnej zložky. Parametre modelových vzťahov boli kvantifikované pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS), ktorá je implementovaná v programovom systéme *EViews* [5].

⁸ Štvrťročné časové rady kvalitatívnych ukazovateľov vznikli z ich pôvodných, teda mesačných časových radov pomocou jednoduchého aritmetického priemeru.

3.1 Modelový aparát pre rýchly odhad vývoja HDP

V tejto časti uvádzame metodologický postup a výsledky konštrukcie modelového aparátu pre rýchly odhad vývoja HDP v stálych cenách. Konštrukcia tohto modelového aparátu je založená na využití výsledkov KSP, z ktorých majú v tomto prípade rozhodujúci význam informácie vyplývajúce z vývoja ESI⁹. Budú prezentované viaceré verzie modelových vzťahov, najskôr v tvare klasického ekonometrického modelu, následne v tvare ECM.

3.1.1 Vzťah v tvare klasického ekonometrického modelu

Konštrukcia tohto modelového vzťahu je založená na východiskovej hypotéze, podľa ktorej sa ESI považuje za referenčný ukazovateľ pre HDP vyjadrený v stálych cenách, teda pre reálny HDP. Presnejšie povedané, predpokladá sa, že existuje štatisticky významná závislosť medziročných relatívnych zmien reálneho HDP (*HDP00*) od hodnôt ESI¹⁰. Na overenie tejto hypotézy boli použité štvrťročné časové rady daných ukazovateľov obsahujúce spolu 40 pozorovaní, ktoré pokrývajú obdobie 1. štvrťrok 1998 až 4. štvrťrok 2007.

O existencii takto formulovanej závislosti sa možno presvedčiť jednak vizuálne, jednak exaktne. Vizuálne pomocou grafov (pozri ďalej), na ktorých sú zobrazené hodnoty časového radu medziročných relatívnych zmien reálneho HDP (v %) a hodnoty časového radu ESI4 resp. ESI5 vyjadrené v tvare sáld¹¹. Hoci vývoj každého z nich podlieha významne vplyvu sezónnosti, na základe grafov možno jednoznačne konštatovať, že závislosť medzi nimi existuje.

Exaktne sa možno o uvedenej závislosti presvedčiť na základe korelačnej analýzy. Z nej vyplýva, že medzi časovým radom medziročných relatívnych zmien HDP na jednej strane a časovým radom ESI4 resp. ESI5 na strane druhej existuje pomerne vysoká štatistická závislosť. Koeficient korelácie vypočítaný medzi nimi za uvedené obdobie nadobúda totiž hodnotu 0.734 resp. 0.574. Ak sa však pri jeho výpočte bude namiesto synchronizovaného vývoja predpokladať časový predstih ESI4

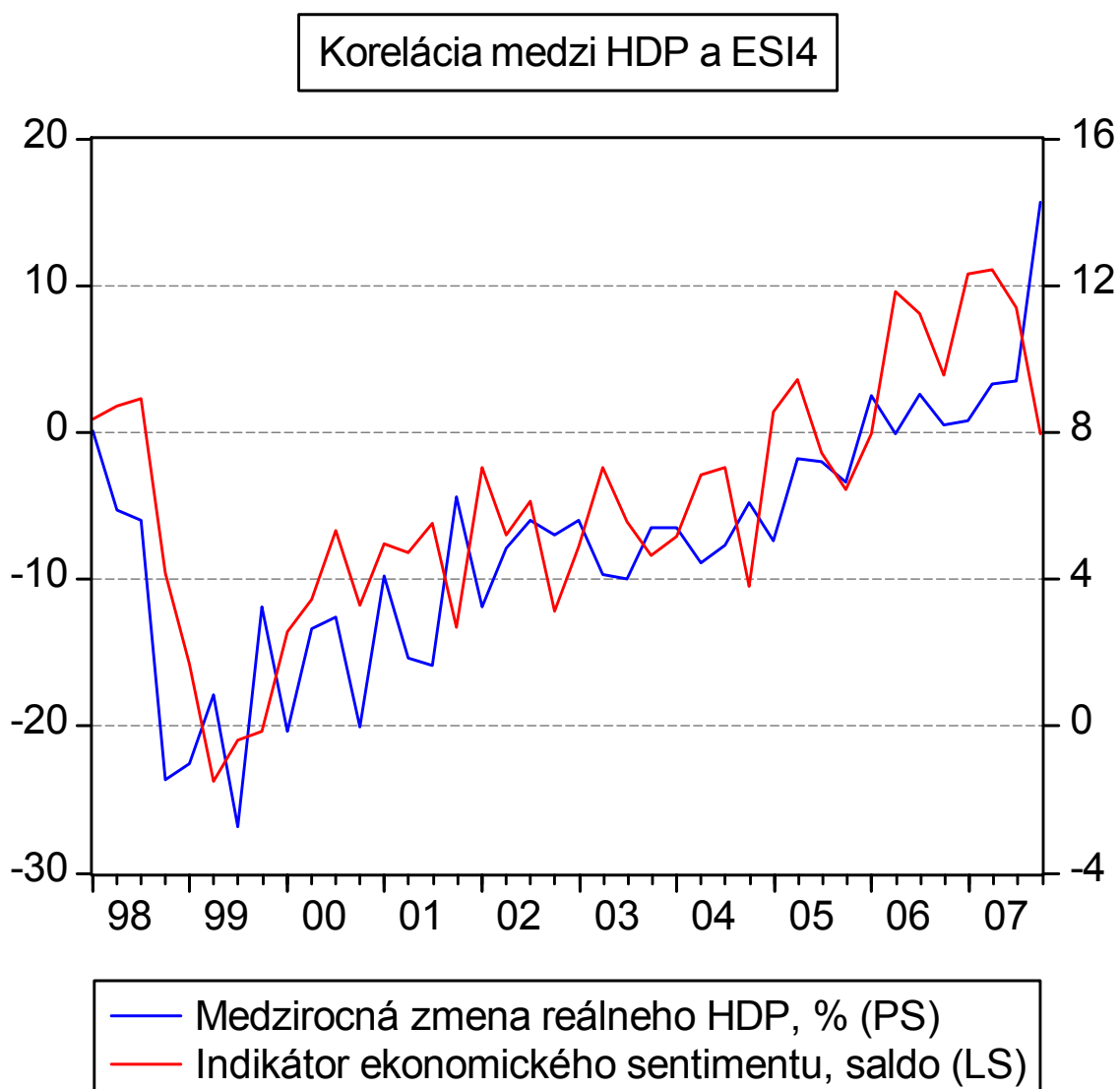
⁹ Kvôli rozlíšeniu budeme indikátor ekonomického sentimentu v pôvodnom tvare označovať ESI4 a v aktuálnom tvare ESI5.

¹⁰ Medziročnú relatívnu zmenu reálneho HDP možno aproximovať diferenciou logaritmu nasledovne: $DLOG(HDP00,0,4)=LOG(HDP00)-LOG(HDP00(-4))=(HDP00-HDP00(-4))/HDP00(-4)$.

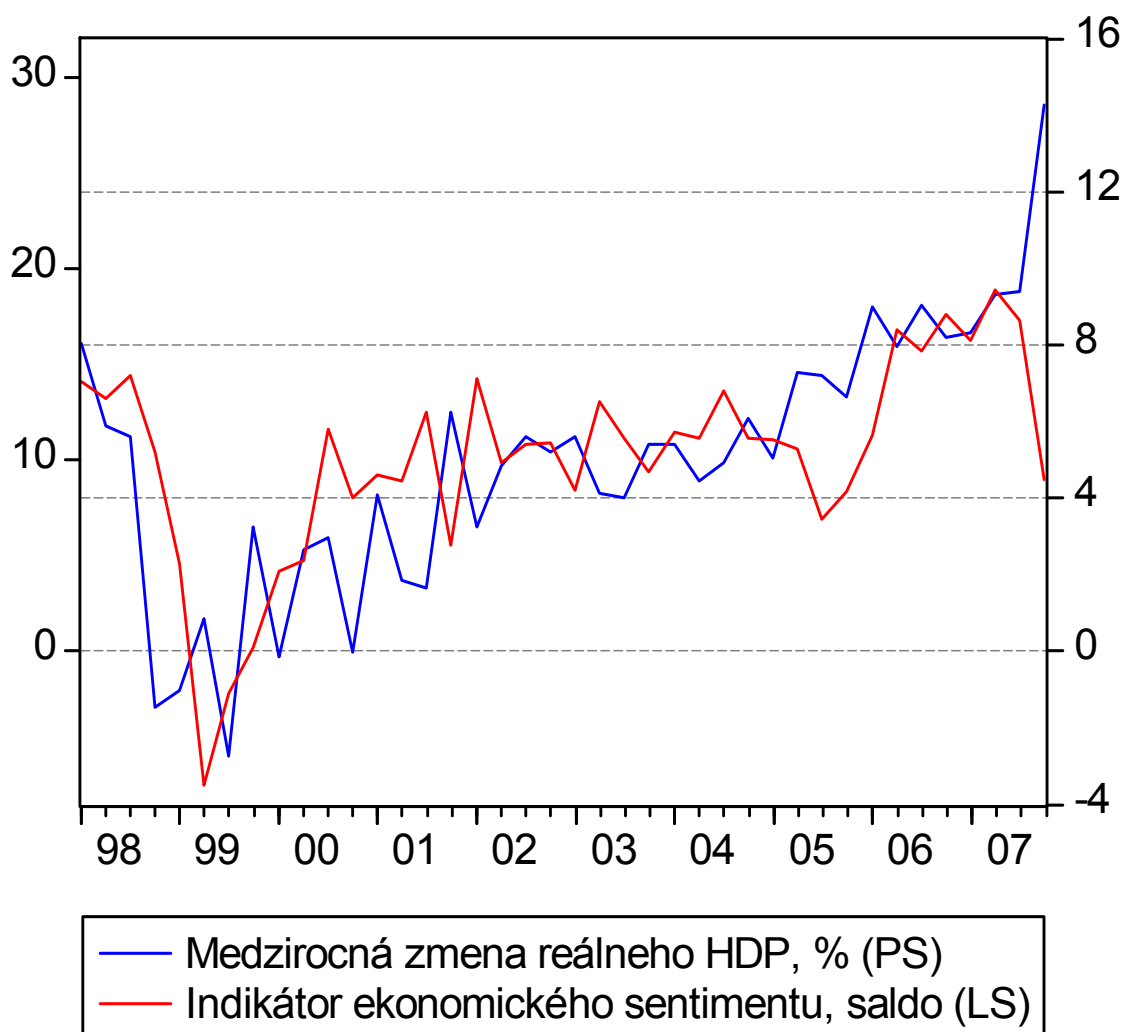
¹¹ V ďalšom texte budeme namiesto označenia reálny HDP používať len HDP.

resp. ESI5 voči zmenám HDP o 1 štvrťrok, hodnota koeficienta korelácie stúpne na 0.823 resp. 0.667.

Na základe výsledkov korelačnej analýzy možno predpokladať, že hľadaný modelový vzťah bude v analyzovanom období vystihovať priebeh vývoja medziročných relatívnych zmien HDP v závislosti od ESI4 presnejšie ako v závislosti od ESI5. Možno však zároveň očakávať, že hľadaný modelový vzťah bude vystihovať túto závislosť najpresnejšie vtedy, ak bude zohľadňovať daný časový posun (o 1 štvrťrok) v ich vývoji. Inými slovami povedané, modelový vzťah v dynamizovanej podobe by mal byť presnejší ako modelový vzťah v statickom tvare.



Korelácia medzi HDP a ESI5



Z grafického zobrazenia je zrejmé, že hľadaný modelový vzťah by mal mať schopnosť vystihnúť predovšetkým bod obratu vo vývoji HDP (zaznamenaný v roku 1999) a zlom trendu v jeho vývoji smerom nahor (v roku 2005). Viditeľné spomaľovanie medziročnej dynamiky rastu HDP sa totiž koncom roka 1998 zmenilo na pokles kulminujúci v 3. štvrťroku 1999, v ktorom sa HDP medziročne znížil o 2.7%. Následne sa dynamika rastu HDP začala postupne zrýchľovať. Historické maximum dosiahla vo 4. štvrťroku 2007, v ktorom sa HDP zvýšil o 14.3%.

Ak východiskovú hypotézu rozšírime o predpoklad, že hľadaný modelový vzťah je *log-lineárny*, potom odhad parametrov linearizovanej regresnej rovnice po-

mocou metódy najmenších štvorcov, ktorý zohľadňuje výsledky korelačnej analýzy, poskytuje nasledovné výsledky¹²:

Dependent Variable: DLOG(HDP00,0,4)

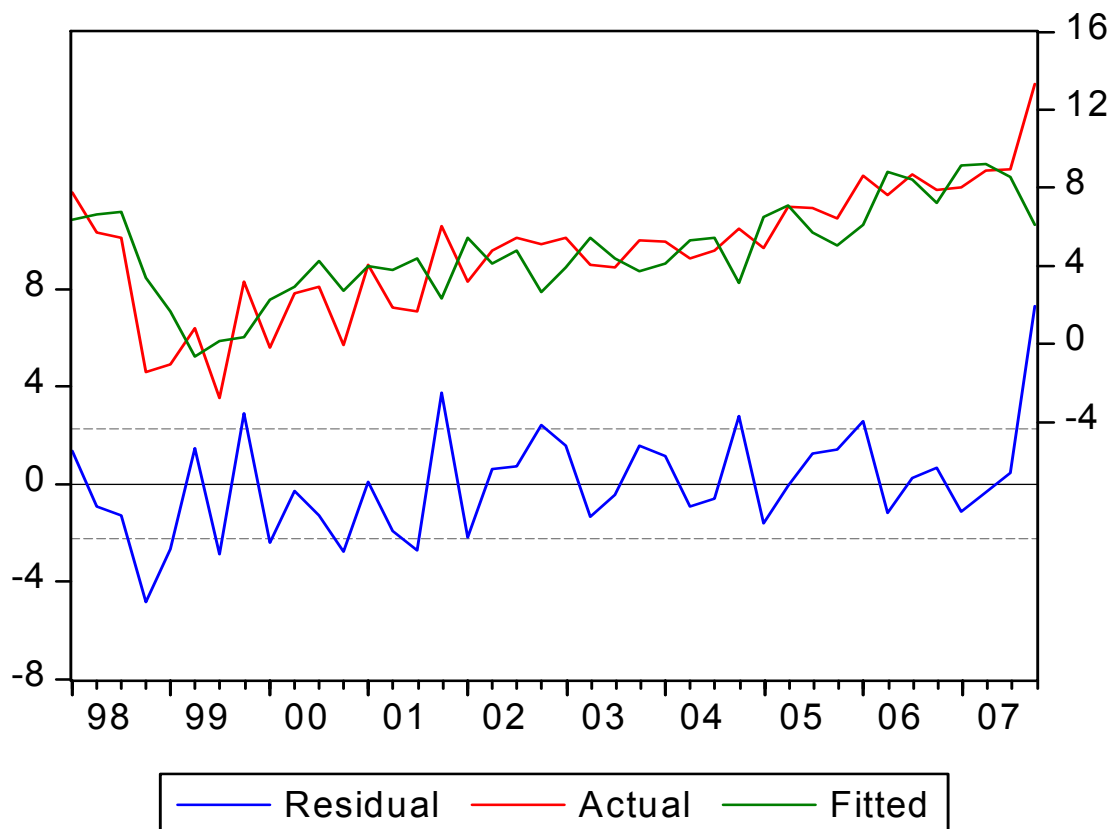
Method: Least Squares

Sample: 1998:1 2007:4

Included observations: 40

DLOG(HDP00,0,4)=C(1)+C(2)*ESI4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	6.107479	0.406905	15.00959	0.0000
C(2)	0.283668	0.042369	6.695183	0.0000
R-squared	0.541204	Mean dependent var	4.784451	
Adjusted R-squared	0.529130	S.D. dependent var	3.278413	
S.E. of regression	2.249645	Akaike info criterion	4.508128	
Sum squared resid	192.3143	Schwarz criterion	4.592572	
Log likelihood	-88.16257	Durbin-Watson stat	1.825707	



Z výsledkov odhadu vyplýva, že ESI4 je pre medziročné relatívne zmeny HDP skutočne štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom, keďže v analyzovanom období vysvetľuje vyše 54% rozptylu v medziročných zmenách HDP. Jeho parameter je podľa očakávania kladný a možno ho interpretovať tak, že zmena ESI4 (v podobe

¹² Vzhľadom na výsledky korelačnej analýzy uvedieme len modelové vzťahy s vplyvom ESI4.

salda) o 1 percentuálny bod vedie k zmene medziročného rastu HDP cca o 0.28 percentuálneho bodu. Z hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (1.83) vyplýva, že rezíduá tejto regresnej rovnice nie sú autokorelované, ale ich možno považovať za vzájomne nezávislé.

Ak špecifikáciu tejto statickej regresnej rovnice upravíme do dynamizovanej podoby, teda ak zohľadníme identifikovaný časový predstih vo vývoji ESI4 voči relatívnym zmenám vývoja HDP o 1 štvrtrok, kvantifikácia parametrov dynamizovaného modelového vzťahu poskytuje nasledovné výsledky:

Dependent Variable: DLOG(HDP00,0,4)

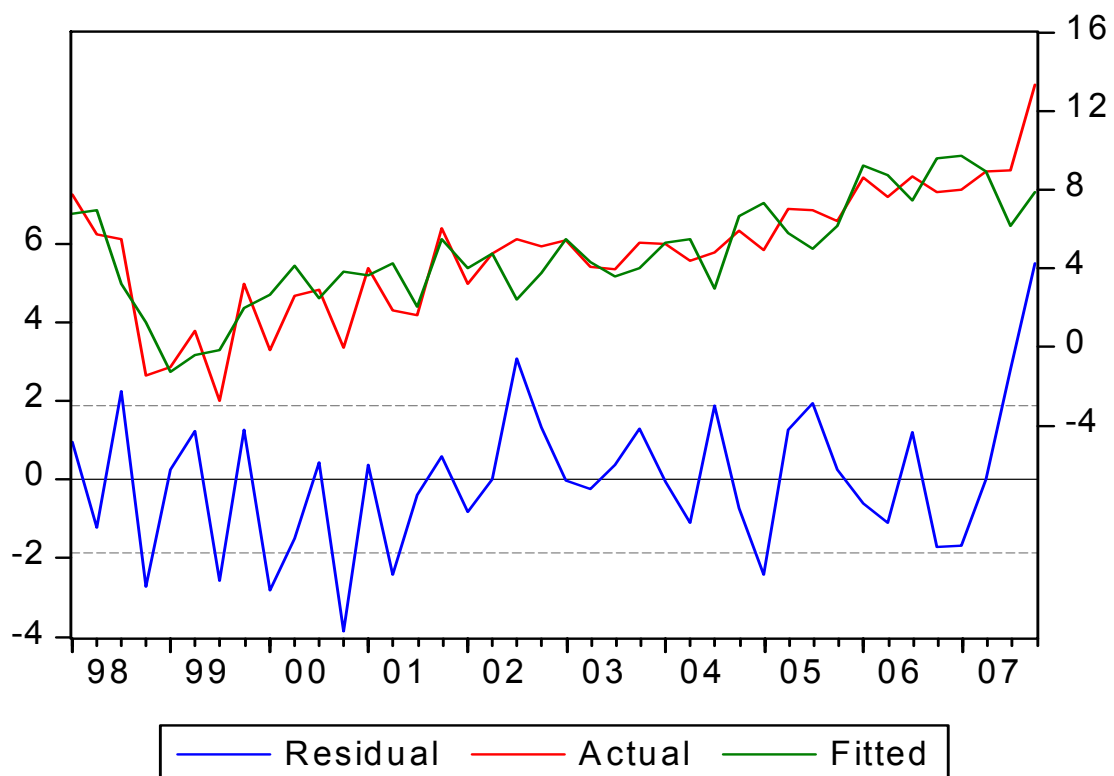
Method: Least Squares

Sample: 1998:1 2007:4

Included observations: 40

DLOG(HDP00,0,4)=C(1)+C(2)*ESI4(1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	6.218141	0.336646	18.47086	0.0000
C(2)	0.314578	0.034931	9.005643	0.0000
R-squared	0.680945	Mean dependent var	4.784451	
Adjusted R-squared	0.672548	S.D. dependent var	3.278413	
S.E. of regression	1.876019	Akaike info criterion	4.144887	
Sum squared resid	133.7389	Schwarz criterion	4.229331	
Log likelihood	-80.89774	Durbin-Watson stat	1.803272	



Zohľadnením vplyvu časovo posunutej vysvetľujúcej premennej sa výroková schopnosť regresnej rovnice zvýšila - teraz vysvetľuje zhruba 68% rozptylu v medzi-ročných zmenách HDP. Parameter ESI4 zostal štatisticky významný a veľkosťou sa oproti hodnote v statickej verzii modelového vzťahu výrazne neodlišuje. Z hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (1.80) je zrejmé, že rezíduá vyplývajúce z tejto regresnej rovnice možno považovať tiež za vzájomne nezávislé. Grafické zobrazenie skutočných a modelom generovaných hodnôt medziročných relatívnych zmien HDP ukazuje, že model je schopný vystihnúť jeho hlavnú vývojovú tendenciu, vrátane spomínaného bodu obratu.

Niektoré extrémne výkyvy vo vývoji HDP, hlavne zrýchlenie jeho medziročného rastu v 3. štvrťroku 2002, ale najmä vo 4. štvrťroku 2007, však nedokáže tento modelový vzťah vystihnúť uspokojivo. Analýza rezíduí zároveň ukazuje, že pomerne veľká časť nevysvetleného rozptylu vo vývoji medziročných zmien HDP je spôsobená faktorom sezónnosti, ktorého vplyv vysvetľujúca premenná (ESI4) síce dokáže zachytiť, ale nie úplne (bez zvyšku). Jedná sa hlavne o pravidelné sezónne zrýchlenie medziročného rastu HDP v 3. štvrťroku, ktoré je pre vývoj HDP v našich podmienkach typické.

Špecifikáciu modelového vzťahu je preto potrebné upraviť tak, aby bol model schopný vplyv zvyškovej sezónnosti explicitne zachytiť. Rozšírime ju teda o sezónnu premennú pre 3. štvrťrok (SD3). Kvantifikácia parametrov takto modifikovaného modelového vzťahu poskytuje nasledovné výsledky:

Dependent Variable: DLOG(HDP00,0,4)

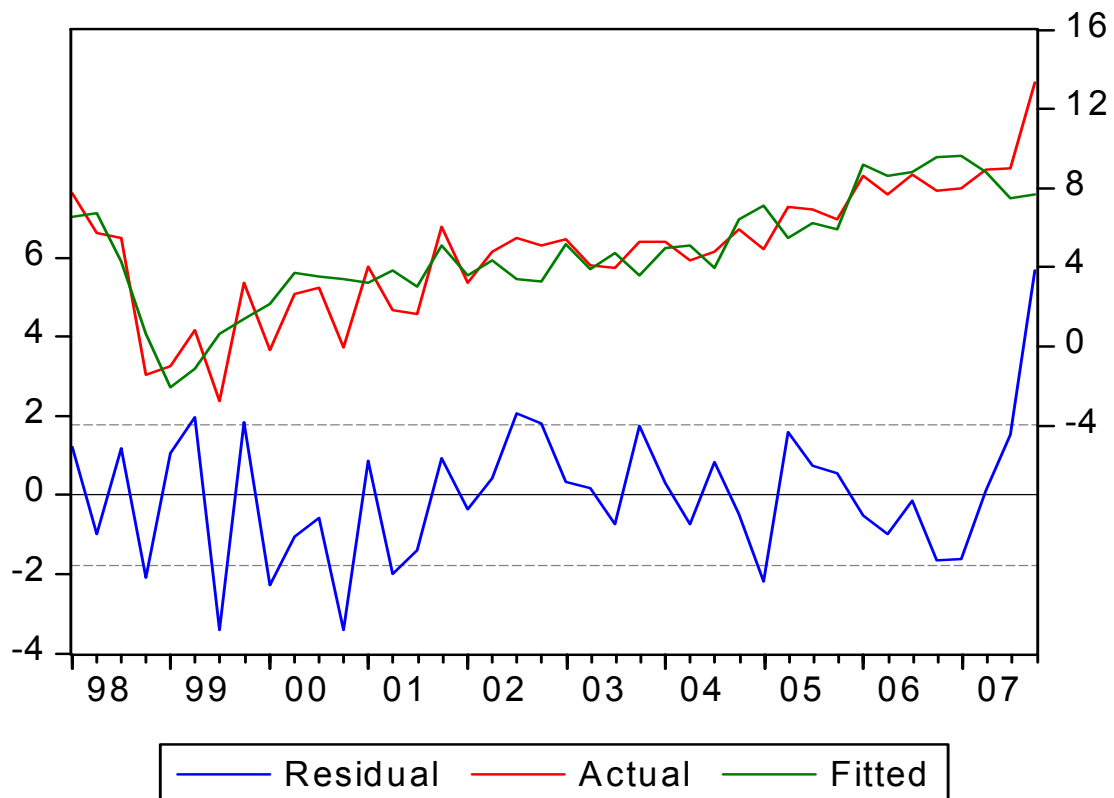
Method: Least Squares

Sample: 1998:1 2007:4

Included observations: 40

DLOG(HDP00,0,4)=C(1)+C(2)*ESI4(1)+C(3)*SD3

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.925122	0.342224	17.31355	0.0000
C(2)	0.336746	0.034377	9.795791	0.0000
C(3)	1.576190	0.674148	2.338048	0.0249
R-squared	0.722015	Mean dependent var		4.784451
Adjusted R-squared	0.706989	S.D. dependent var		3.278413
S.E. of regression	1.774622	Akaike info criterion		4.057090
Sum squared resid	116.5235	Schwarz criterion		4.183756
Log likelihood	-78.14181	Durbin-Watson stat		1.822732



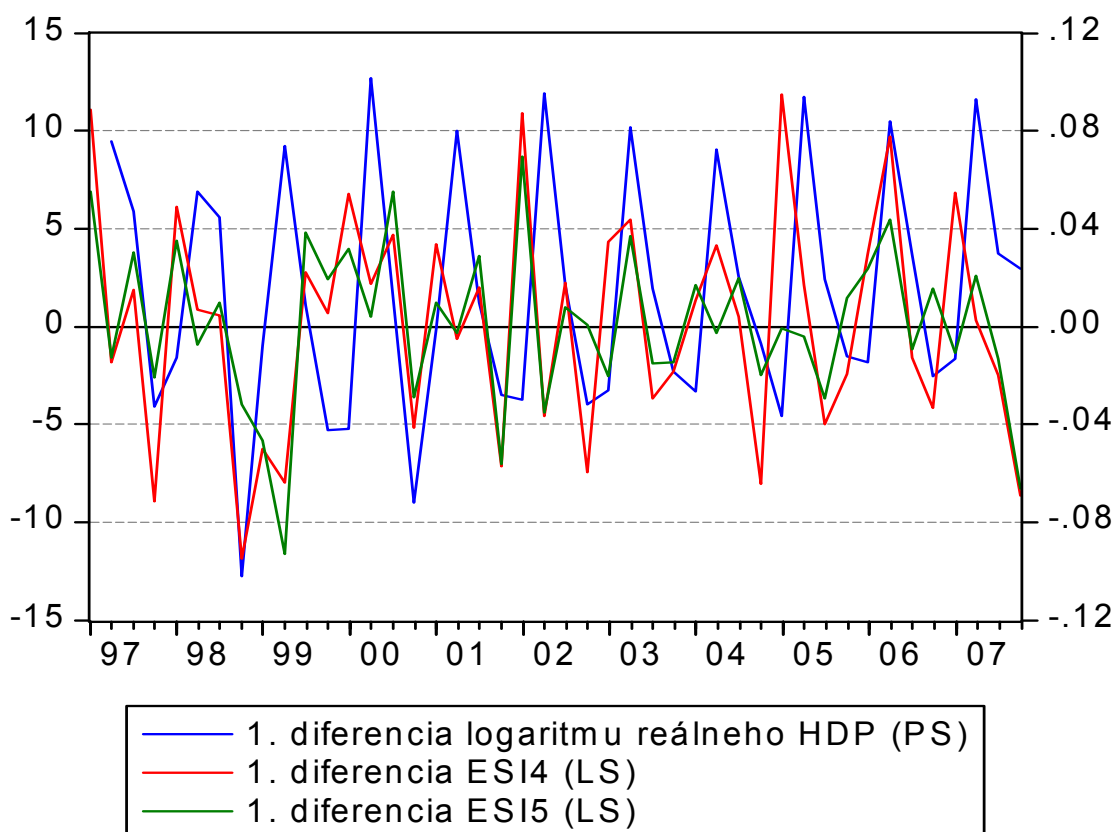
Z výsledkov kvantifikácie je zrejmé, že výroková schopnosť regresnej rovnice sa opäť zvýšila, teraz - zásluhou zohľadnenia vplyvu sezónnosti - vysvetľuje už vyše 72% rozptylu v medziročných zmenách HDP. Parameter ESI4 zostal štatisticky významný, pričom veľkosťou je porovnateľný s jeho hodnotami v statickej, resp. v dynamizovanej verzii modelového vzťahu. Parameter sezónnej premennej SD3, ktorý je kladný a štatisticky významný, ukazuje, že v analyzovanom období bol skutočný sezónny medziročný nárast HDP v 3. štvrťroku ešte o 1.6% väčší (v priemere) ako je sezónny nárast v jeho vývoji, ktorý dokáže svojim vývojom zachytiť a vyjadriť samotný ESI4. Hodnota *indexu Durbina-Watsona* (1.82) signalizuje, že rezíduá vyplývajúce z tejto regresnej rovnice možno považovať za vzájomne nezávislé.

Z hodnôt rezíduí zároveň vyplýva, že najväčšiu odchýlku od skutočného vývoja HDP generuje modelový vzťah vo 4. štvrťroku 2007, v ktorom skutočný medziročný rast HDP výrazne podhodnocuje. Súvisí to s protichodným vývojom HDP a ESI4, ktorý však začal už v 3. štvrťroku 2007 a pokračoval vo 4. štvrťroku 2007. Kým rast HDP ešte extrémne akceleroval, ekonomický sentiment vyjadrený pomocou ESI4 sa začal znižovať.

3.1.2 Modelový vzťah s vplyvom korekčného člena

Nespornou výhodou modelových vzťahov prezentovaných v predchádzajúcej časti je ich relatívne jednoduchý funkčný tvar. Na druhej strane, ich výroková schopnosť je pomerne nízka, pretože aj najlepšia verzia z nich, ktorá bola prezentovaná ako tretia v poradí, dokáže vyjadriť vývoj medziročných zmien HDP spôsobom, že viac ako jedna štvrtina ich rozptylu zostáva nevysvetlená¹³.

Ich hlavný problém - spoločný pre všetky verzie - však spočíva v tom, že sú založené na časových radoch, ktoré sú nestacionárne, a preto nemožno vylúčiť, že sa ich týka problém tzv. *zdanlivej regresie (spurious regression)* [3]. Z výsledkov štatistického testovania uvedených v prílohe totiž vyplýva, že časové rady všetkých troch ukazovateľov (HDP00, ESI4 a ESI5) sú integrované typu $I(1)$. To znamená, že časové rady ich prvých diferencií sú stacionárne $I(0)$, čo je zrejmé aj z ich grafického zobrazenia.



¹³ Teoreticky je teda potrebné pripustiť, že adekvátne veľká môže byť aj nepresnosť rýchleho odhadu HDP získaná aplikáciou tohto modelu.

Modelový vzťah s lineárnym trendom

Na základe uvedených vlastností skúmaných časových radov sa ako východisko pre konštrukciu modelového vzťahu pre rýchly odhad HDP ponúka prístup založený na skúmaní kointegrácie a kvantifikácii modelového vzťahu v tvare ECM. Tento prístup si však vyžaduje formulovať východiskovú hypotézu inak ako v prípade klasického modelu. V pozmenenej podobe hypotéza vyjadruje predpoklad, že HDP (*HDP00*) sa v čase (*time*) mení (rastie) v zásade konštantným tempom, ale vplyvom zmien v ekonomickom sentimente (*ESI4* resp. *ESI5*) sa zmeny (rast) HDP stávajú variabilné. Takto formulovanú hypotézu možno modelovo vyjadriť v podobe nasledovného vzťahu, o ktorom sa predpokladá, že má dlhodobý charakter:

$$HDP00 = \alpha * e^{b * time + c * ESI}$$

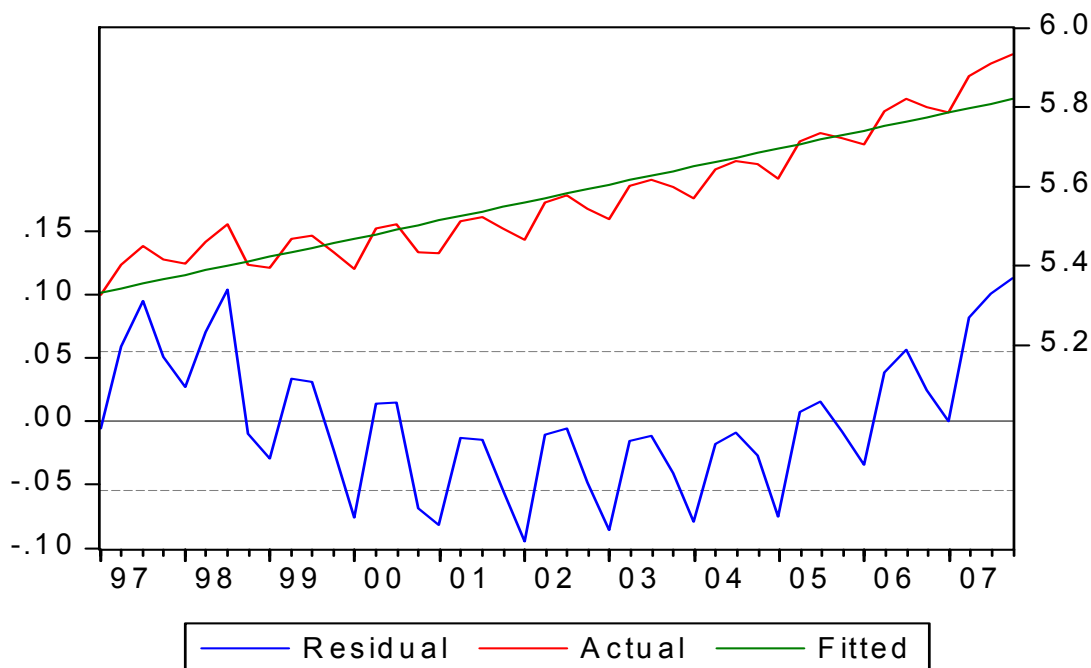
alebo

$$\log(HDP00) = a + b * time + c * ESI$$

Na overenie uvedenej hypotézy boli použité pôvodné časové rady príslušných ukazovateľov za obdobie 1. štvrťrok 1997 až 4. štvrťrok 2007, čo spolu predstavuje 44 pozorovaní. Kvantifikácia parametrov hľadaného dlhodobého modelového vzťahu si vyžadovala realizovať postupnosť viacerých krokov s meniacou sa špecifikáciou, ktoré poskytli nasledovné výsledky:

Dependent Variable: LOG(HDP00)
Method: Least Squares
Sample: 1997:1 2007:4
Included observations: 44
LOG(HDP00)=C(1)+C(2)*TIME

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.332080	0.016241	328.3033	0.0000
C(2)	0.011355	0.000650	17.45689	0.0000
R-squared	0.878873	Mean dependent var		5.576203
Adjusted R-squared	0.875989	S.D. dependent var		0.155578
S.E. of regression	0.054787	Akaike info criterion		-2.926330
Sum squared resid	0.126069	Schwarz criterion		-2.845231
Log likelihood	66.37926	Durbin-Watson stat		0.821115



Na základe vývojovej tendencie rezíduí v rokoch 1997 až 2007, ktoré sú výsledkom aproximácie vývoja HDP lineárnym trendom, možno vo vývoji HDP identifikovať dva body zlomu - prvý na prelome rokov 1998/1999 a druhý na prelome rokov 2004/2005. Odhadnutý parameter lineárneho trendu je štatisticky významný, ale *index Durbina-Watsona* (0.82) signalizuje, že rezíduá vyplývajúce z tejto regresnej rovnice nie sú vzájomne nezávislé.

Autokoreláciu rezíduí môžu spôsobovať viaceré faktory. Vplyv niektorých z nich možno experimentálne overiť a oslabiť zmenou špecifikácie modelového vzťahu. Z hľadiska skutočného vývoja HDP je predovšetkým možné a potrebné rozdeliť analyzované obdobie na tri časti, pričom deliacimi bodmi by mali byť spomínané dva body zlomu. Na prelome rokov 1998/1999 sa totiž trend spomaľovania dynamiky medziročného rastu HDP zmenil na medziročný pokles HDP. Následne zaznamenal vývoj HDP obrat smerom k rastu, ktorého dynamika sa postupne zvyšovala. Od prelomu rokov 2004/2005 sa jedná o nezvyčajne vysoký a zrýchľujúci sa rast HDP. Ak sa teda na aproximáciu vývoja HDP nepoužije súvislý lineárny trend, ale lineárny trend lomený v daných dvoch bodoch¹⁴, výsledky odhadu sú nasledovné:

¹⁴ Technicky to znamená, že trend vývoja HDP, ktorý je v modelovom vzťahu aproximovaný premennou *time*, je rozdelený na tri časti. Deliacimi obdobiami (bodmi) sú 1. štvrťrok 1999, v ktorom premenná *time* nadobúda hodnotu 8 a v 1. štvrťrok 2005, v ktorom nadobúda hodnotu 32.

Dependent Variable: LOG(HDP00)

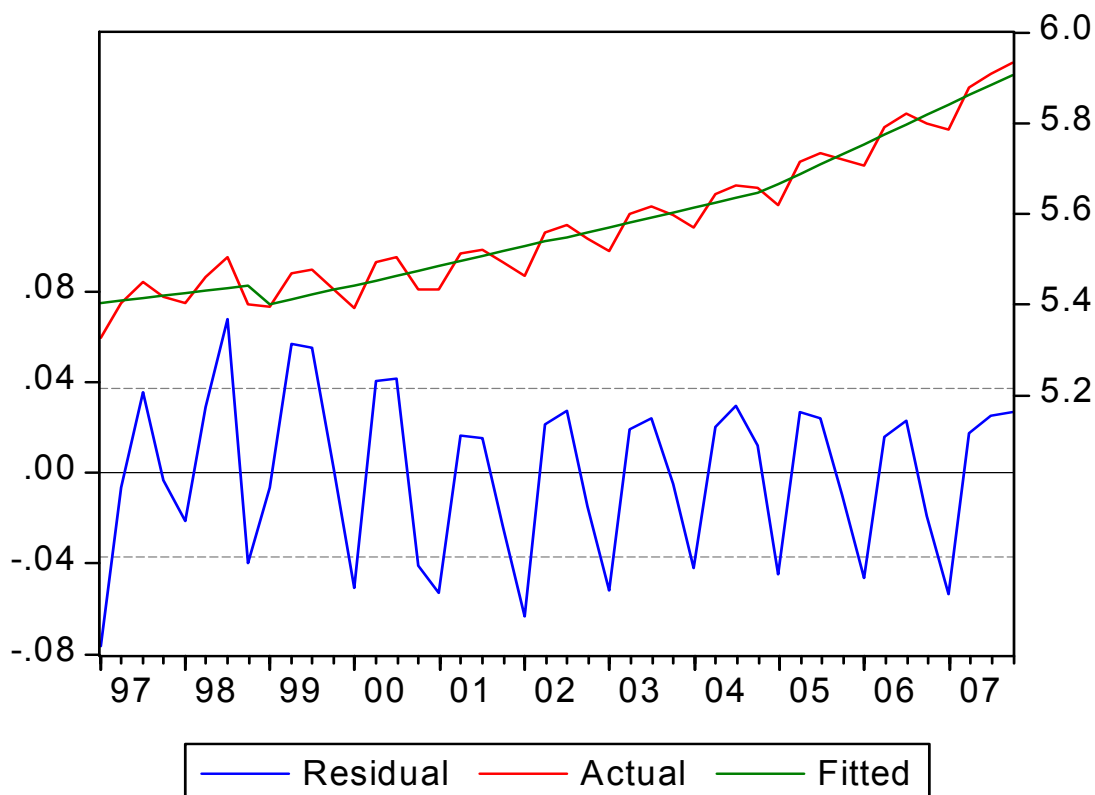
Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

$\text{LOG(HDP00)} = C(1) + C(2) \cdot \text{TIME} \cdot (\text{TIME} < 8.) + C(3) \cdot \text{TIME} \cdot (\text{TIME} \geq 8.) \cdot (\text{TIME} < 32.) + C(4) \cdot \text{TIME} \cdot (\text{TIME} \geq 32.)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.315073	0.021243	250.2046	0.0000
C(2)	0.005509	0.001268	4.344987	0.0001
C(3)	0.010645	0.001035	10.28175	0.0000
C(4)	0.021892	0.001083	20.21071	0.0000
R-squared	0.946299	Mean dependent var	5.576203	
Adjusted R-squared	0.942272	S.D. dependent var	0.155578	
S.E. of regression	0.037380	Akaike info criterion	-3.648839	
Sum squared resid	0.055891	Schwarz criterion	-3.486640	
Log likelihood	84.27446	Durbin-Watson stat	1.836905	



Zmena špecifikácie modelového vzťahu priniesla očakávaný efekt, keďže hodnota *indexu Durbina-Watsona* vzrástla (z 0.82 na 1.84), čo z hľadiska eliminácie autokorelácie rezíduí znamená významné zlepšenie. Zároveň sa ukázalo, že dynamika priemerného rastu HDP bola v daných troch obdobiach skutočne rozdielna. Nakoniec sa vplyvom zmeny špecifikácie markantne zvýšila aj výroková schopnosť modelového vzťahu. Na základe uvedených výsledkov sa dá konštatovať, že modelové

zobrazenie vývoja trendu HDP v rokoch 1997 až 2007 možno považovať za vyhovujúce a dostatočne presné.

Aby bol hľadaný dlhodobý modelový vzťah z hľadiska špecifikácie kompletný, je potrebné zohľadniť a overiť vplyv ekonomického sentimentu. Podľa východiskovej hypotézy by sa totiž mal trend vývoja HDP modifikovať (meniť) práve v závislosti od vývoja ekonomického sentimentu. Ak teda špecifikáciu modelového vzťahu rozšírime a vplyv ekonomického sentimentu vyjadríme pomocou ESI4, pričom zároveň zohľadníme aj vplyv sezónnosti, ktorý je vo vývoji HDP evidentný, kvantifikácia parametrov poskytuje nasledovné výsledky:

Dependent Variable: LOG(HDP00)

Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

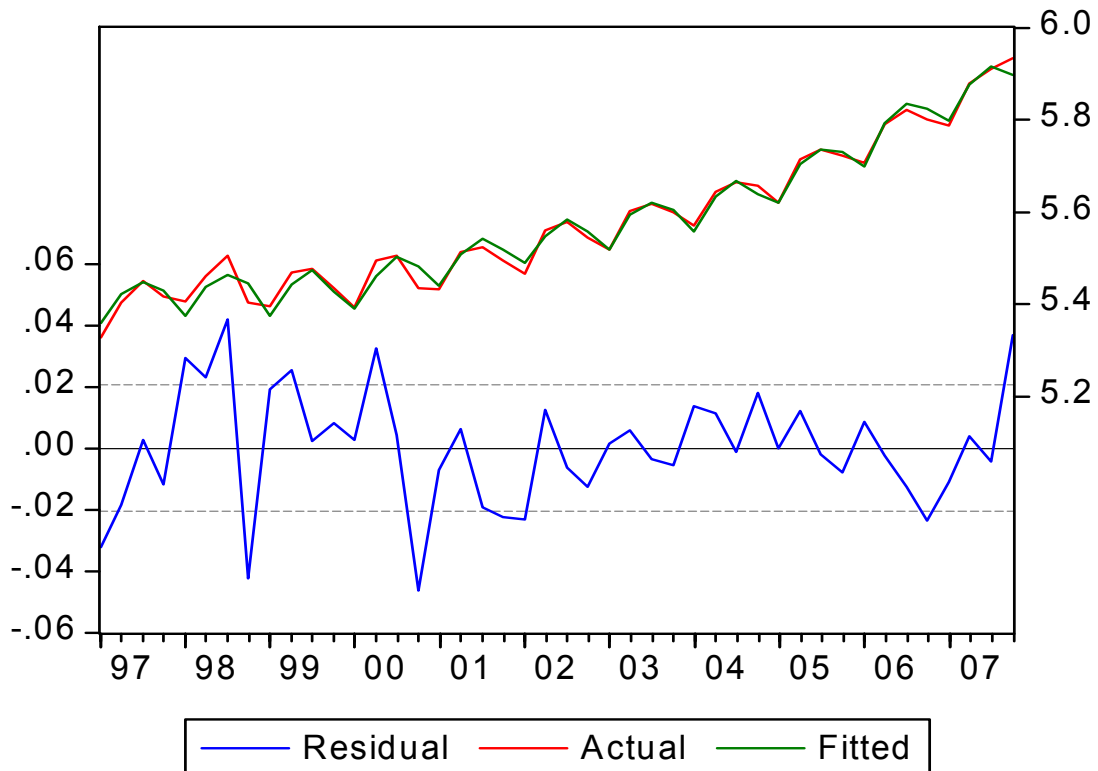
Included observations: 44

**LOG(HDP00)=C(1)+C(2)*TIME*(TIME<8.)+C(3)*TIME
(TIME>=8.)(TIME<32.)+C(4)*TIME*(TIME>=32.)
+C(5)*SD1+C(6)*SD3+C(7)*ESI4*(TIME>=11.)**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.354419	0.014491	369.5078	0.0000
C(2)	0.003907	0.000778	5.024655	0.0000
C(3)	0.009777	0.000582	16.80237	0.0000
C(4)	0.020086	0.000753	26.68548	0.0000
C(5)	-0.057790	0.007874	-7.339079	0.0000
C(6)	0.022063	0.007943	2.777520	0.0085
C(7)	0.001780	0.000759	2.345762	0.0245
R-squared	0.984756	Mean dependent var	5.576203	
Adjusted R-squared	0.982284	S.D. dependent var	0.155578	
S.E. of regression	0.020708	Akaike info criterion	-4.771704	
Sum squared resid	0.015866	Schwarz criterion	-4.487855	
Log likelihood	111.9775	Durbin-Watson stat	1.729483	

Z výsledkov odhadu vyplýva, že východisková hypotéza má opodstatnenie, pretože rast HDP bol skutočne štatisticky významne determinovaný vývojom ekonomického sentimentu (ESI4), ale až od prelomu rokov 1999/2000¹⁵. Vplyvom zmeny ekonomického sentimentu o 1 percentuálny bod sa - z dlhodobého hľadiska - dynamika rastu HDP menila štvrťročne cca o 0.2% (*ceteris paribus*). *Index Durbina-Watsona* (1.73) umožňuje zamietnuť hypotézu o prítomnosti autokorelácie v časovom rade rezíduí, ktoré vyplývajú z tohto modelového vzťahu.

¹⁵ Presnejšie povedané od 4. štvrťroka 1999, v ktorom premenná *time* nadobúda hodnotu 11.



Uvedený modelový vzťah spĺňa teda všetky predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom HDP na jednej strane a vysvetľujúcimi faktormi na strane druhej. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má dostatočne vysokú výrokovú schopnosť - podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji reálneho HDP. Prispelo k tomu aj explicitné vyjadrenie vplyvu sezónneho poklesu reálneho HDP v 1. štvrtroku (SD1) a sezónneho rastu HDP v 3. štvrtroku (SD3), ktoré sa ukázalo tiež ako štatisticky významné. Najväčšie odchýlky medzi skutočnými a modelovým vzťahom generovanými hodnotami HDP, ktoré existujú v roku 1998 resp. 2000 (pozri graf vyššie), možno považovať za extrémny výkyv vo vývoji reálneho HDP.

Na základe grafického zobrazenia, ale aj podľa výsledkov testovania uvedených v prílohe, možno konštatovať, že časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$ ¹⁶. Možno ho teda využiť na kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu HDP z krátkodobého hľadiska¹⁷. Výsledky kvantifikácie sú nasledovné:

¹⁶ Parametre $c(1)$ až $c(7)$ dlhodobého modelového vzťahu sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*.

¹⁷ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu HDP možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(HDP_{00,0,1}) = LOG(HDP_{00}) - LOG(HDP_{(-1)}) = (HDP_{00} - HDP_{00(-1)}) / HDP_{00(-1)}$.

Dependent Variable: DLOG(HDP00)

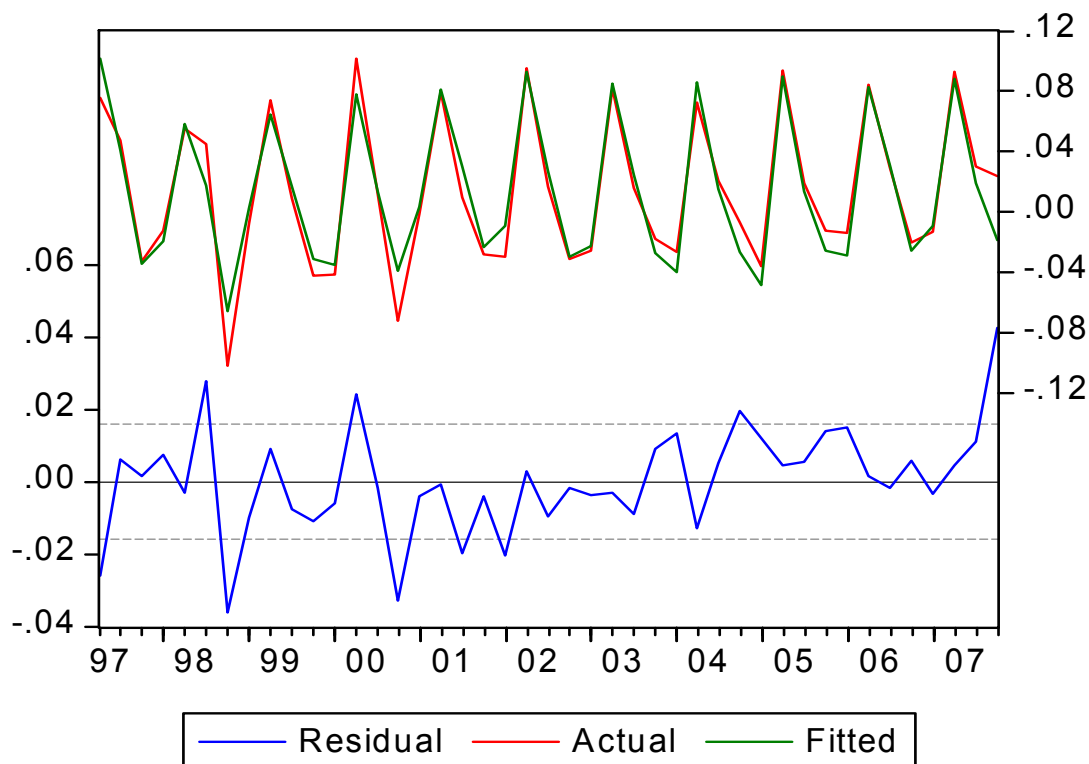
Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1997:2 2007:4

Included observations: 43 after adjusting endpoints

$DLOG(HDP00)=C(2)*D(IOVD)+C(3)*RESHDP00(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)*D(SD3)+C(6)*SD1(-1)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.000230	0.000103	2.230829	0.0317
C(3)	-0.668806	0.145691	-4.590583	0.0000
C(4)	-0.033969	0.005543	-6.127851	0.0000
C(5)	0.030468	0.003434	8.871799	0.0000
C(6)	0.048920	0.007265	6.733730	0.0000
R-squared	0.908791	Mean dependent var	0.014100	
Adjusted R-squared	0.899190	S.D. dependent var	0.049568	
S.E. of regression	0.015738	Akaike info criterion	-5.356524	
Sum squared resid	0.009412	Schwarz criterion	-5.151733	
Log likelihood	120.1653	Durbin-Watson stat	1.681018	



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

na znamená, že - v priemere - až dve tretiny (67%) veľkosti tejto odchýlky, ktorá vznikne v určitom štvrťroku je korigovaná v nasledujúcom štvrťroku.

Zároveň sa ukázalo, že pre vysvetlenie krátkodobého vývoja HDP nie sú štatisticky významné krátkodobé (medzikvartálne) zmeny indikátora ekonomického sentimentu (ESI4), ale krátkodobé zmeny indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu (IOVD)¹⁸. Z krátkodobého hľadiska je vývoj HDP tiež významne determinovaný vplyvom sezónnosti, pričom - podobne ako v dlhodobom vzťahu - bolo identifikované sezónne spomalenie rastu HDP v 1. štvrťroku a sezónne zrýchlenie jeho rastu v 3. štvrťroku.

Modelový vzťah s kvadratickým trendom

Z vyššie prezentovaných výsledkov odhadu parametrov dlhodobého vzťahu vyplýva, že dynamika priemerného rastu HDP bola v každom z troch období rozdielna a že sa postupne zvyšovala (akcelerovala). V dôsledku toho vzniká možnosť nahradiť lomený lineárny trend v dlhodobom vzťahu kvadratickým trendom. Dlhodobý vzťah, v ktorom je hlavná vývojová tendencia HDP aproximovaná kvadratickým trendom, možno vo všeobecnej podobe zapísať nasledovne:

$$HDP00 = \alpha * e^{b * time + c * time * time + d * ESI4}$$

alebo

$$\log(HDP00) = a + b * time + c * time^2 + d * ESI4$$

Na overenie takto modifikovanej hypotézy boli použité tiež pôvodné časové rady príslušných ukazovateľov za obdobie 1. štvrťrok 1997 až 4. štvrťrok 2007. Kvantifikácia parametrov modelového vzťahu, ktorý dlhodobú vývojovú tendenciu HDP aproximuje kvadratickým trendom, poskytla nasledovné výsledky:

¹⁸ Krátkodobá (medzikvartálna) absolútna zmena indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu je definovaná nasledovne: $D(IOVD)=IOVD-IOVD(-1)$.

Dependent Variable: LOG(HDP00)

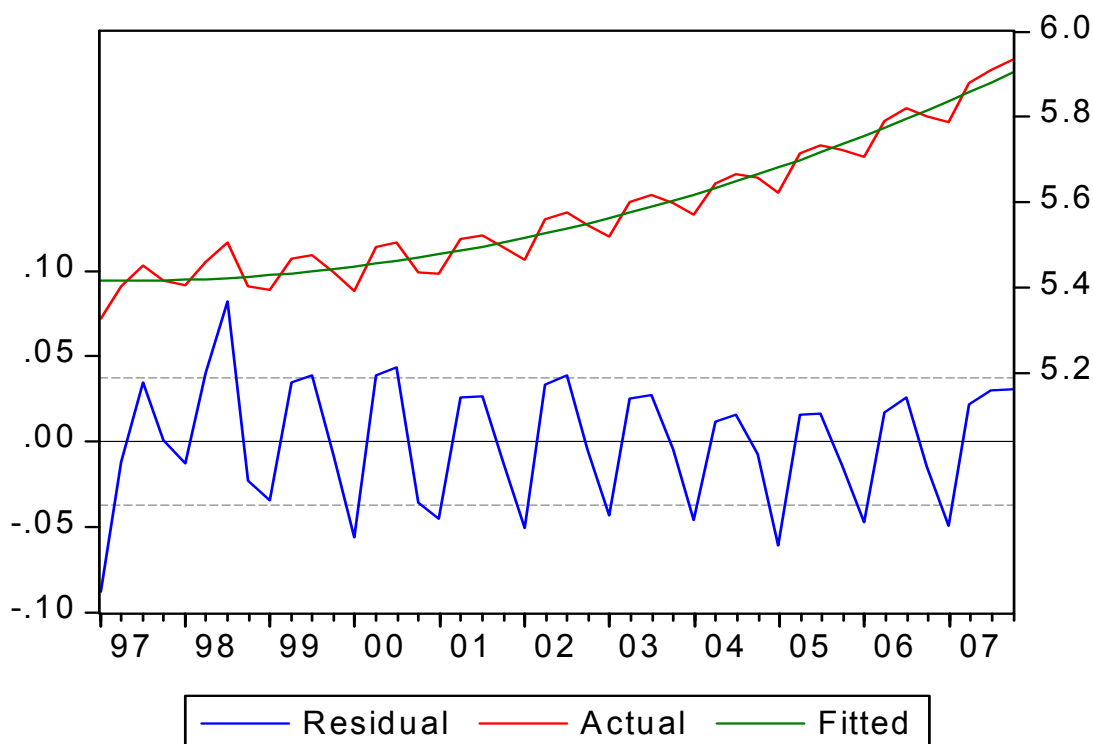
Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

$\text{LOG(HDP00)} = \text{C(1)} + \text{C(2)} * \text{TIME} + \text{C(3)} * \text{TIME} * \text{TIME}$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.428679	0.008264	656.8984	0.0000
C(2)	0.003946	0.001145	3.446206	0.0013
C(3)	0.000274	3.91E-05	7.018586	0.0000
R-squared	0.944979	Mean dependent var	5.576203	
Adjusted R-squared	0.942295	S.D. dependent var	0.155578	
S.E. of regression	0.037373	Akaike info criterion	-3.670004	
Sum squared resid	0.057266	Schwarz criterion	-3.548355	
Log likelihood	83.74009	Durbin-Watson stat	1.797131	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že aproximácia dlhodobej vývojovej tendencie HDP kvadratickým trendom je možná. Všetky odhadnuté parametre sú štatisticky významné a rezíduá nie sú - vzhľadom na hodnotu *indexu Durbina-Watsona* (1.80) - vzájomne autokorelované. Na základe koeficienta determinácie (0.94) možno konštatovať, že výroková schopnosť modelového vzťahu je vysoká a je ekvivalentná výrokovej schopnosti modelového vzťahu s lomeným lineárnym trendom. Ak teda špecifikáciu tohto modelového vzťahu rozšírime o vplyv ekonomického sentimentu (ESI4) a zohľadníme vplyv sezónneho poklesu v 1. štvrtroku (SD1) resp. sezónneho rastu v 3.

štvrtroku (SD3) vo vývoji HDP, kvantifikácia parametrov poskytuje nasledovné výsledky:

Dependent Variable: LOG(HDP00)

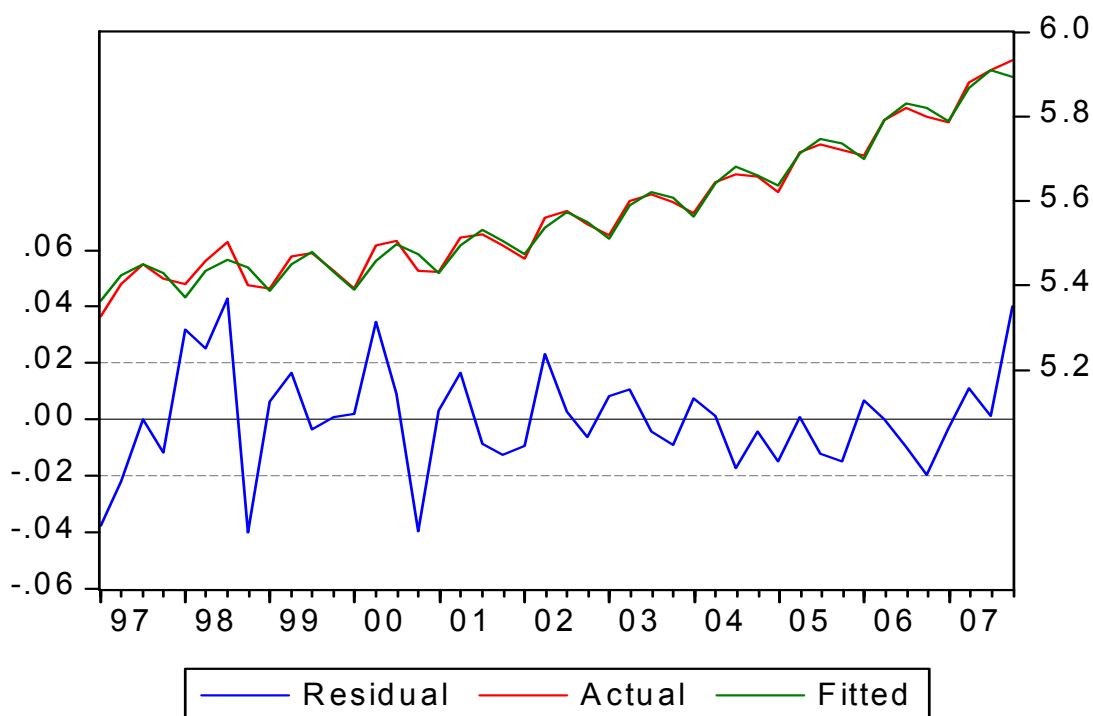
Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

LOG(HDP00)=C(1)+C(2)*TIME+C(3)*TIME*TIME
+C(4)*SD1+C(5)*SD3+C(6)*ESI4*(TIME>=11.)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	5.446370	0.006775	803.9155	0.0000
C(2)	0.004722	0.000766	6.164189	0.0000
C(3)	0.000230	3.03E-05	7.583051	0.0000
C(4)	-0.058739	0.007475	-7.858418	0.0000
C(5)	0.023215	0.007627	3.043851	0.0042
C(6)	0.001455	0.000705	2.063735	0.0459
R-squared	0.985518	Mean dependent var	5.576203	
Adjusted R-squared	0.983613	S.D. dependent var	0.155578	
S.E. of regression	0.019916	Akaike info criterion	-4.868468	
Sum squared resid	0.015073	Schwarz criterion	-4.625169	
Log likelihood	113.1063	Durbin-Watson stat	1.705885	



Uvedený modelový vzťah reprezentuje alternatívny dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom HDP a vysvetľujúcimi faktormi. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné¹⁹ a má dostatočne vysokú výrokovú schopnosť -

¹⁹ Predstavujú zložky hľadaného kointegračného vektora. Vplyv ESI4 je aj v tomto prípade štatisticky významný až od 4. štvrtroka 1999.

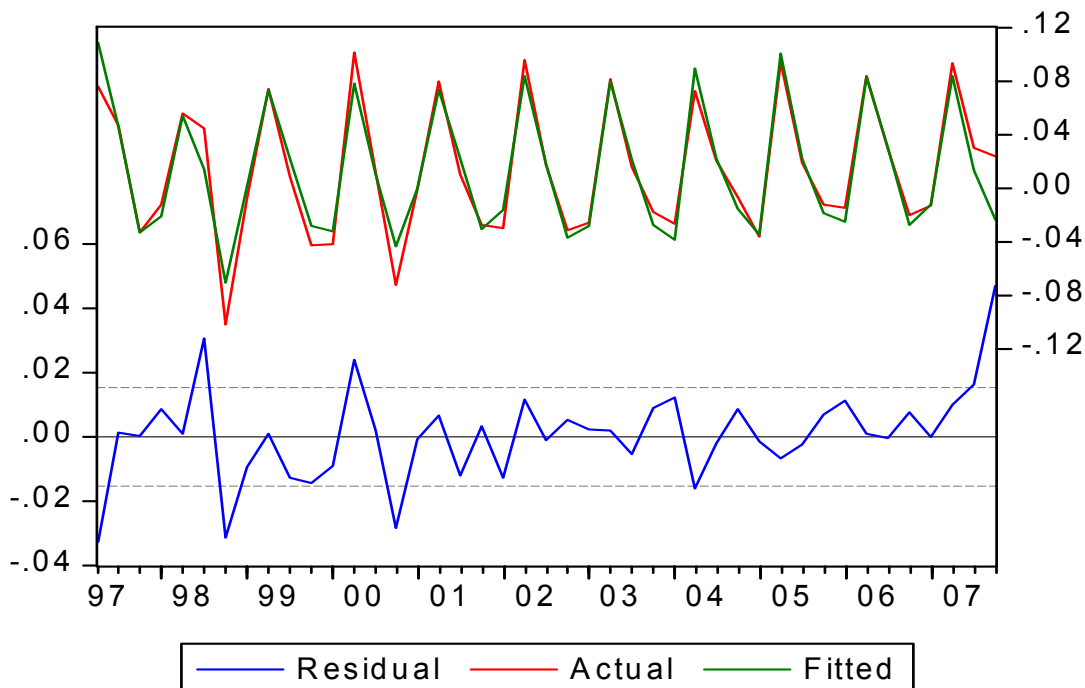
podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 98% rozptylu vo vývoji HDP. Jeho výroková schopnosť je teda ekvivalentná úrovni výrokovej schopnosti dlhodobého modelového vzťahu s lomeným lineárnym trendom.

Z grafického zobrazenia, ale aj z výsledkov testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí vyplývajúci z tohto dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM. Výsledky kvantifikácie sú nasledovné:

Dependent Variable: DLOG(HDP00)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 1997:2 2007:4
Included observations: 43 after adjusting endpoints
DLOG(HDP00)=C(2)*D(IOVD)+C(3)*RESHDP00(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)*D(SD3)+C(6)*SD1(-1)

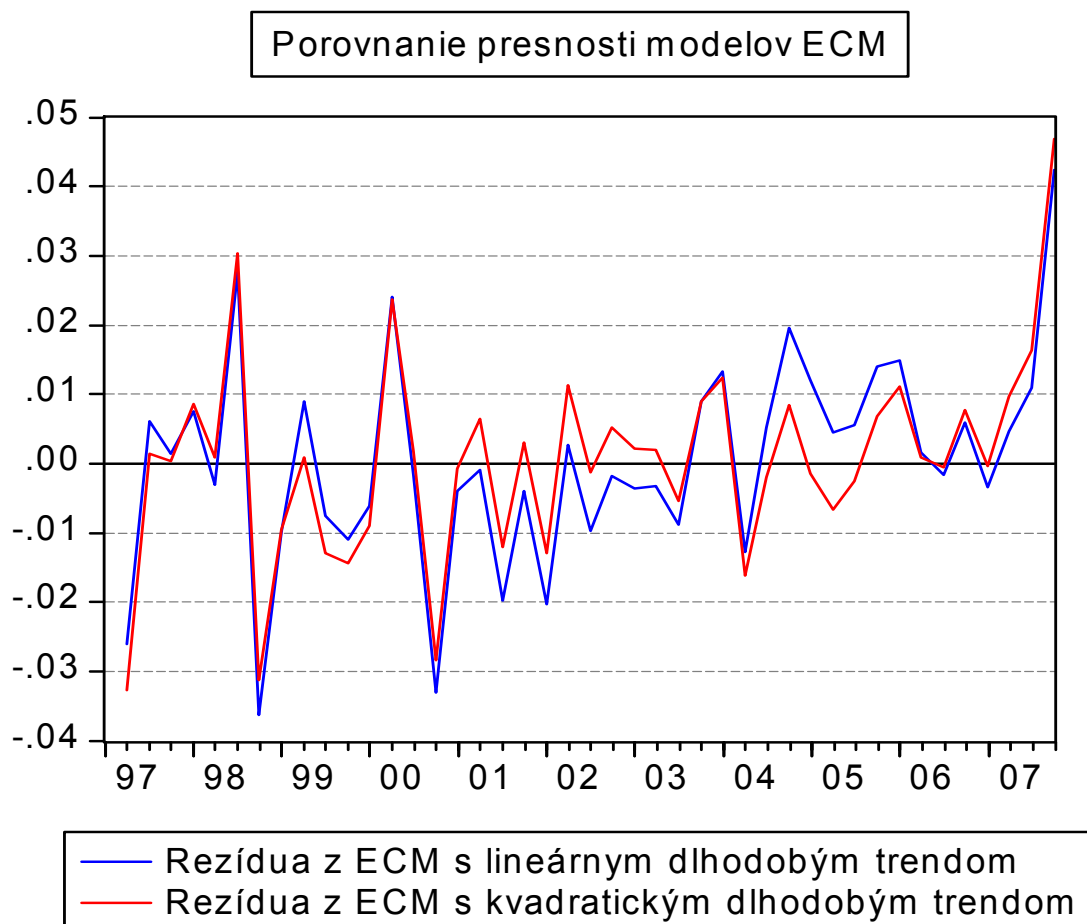
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.000231	0.000101	2.298805	0.0271
C(3)	-0.745747	0.151497	-4.922510	0.0000
C(4)	-0.035906	0.005520	-6.504521	0.0000
C(5)	0.031101	0.003368	9.233458	0.0000
C(6)	0.046985	0.007170	6.552803	0.0000

R-squared	0.913419	Mean dependent var	0.014100
Adjusted R-squared	0.904305	S.D. dependent var	0.049568
S.E. of regression	0.015334	Akaike info criterion	-5.408597
Sum squared resid	0.008935	Schwarz criterion	-5.203807
Log likelihood	121.2848	Durbin-Watson stat	1.638412



Z grafického zobrazenia výsledkov odhadu, ale aj z hodnôt štatistických testovacích charakteristík modelového vzťahu v tvare ECM vyplýva, že jeho výroková schopnosť je tiež dostatočne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné. Pre vysvetlenie krátkodobého vývoja HDP sú aj v tomto prípade štatisticky významné krátkodobé (medzikvartálne) zmeny indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu (IOVD). Hodnota parametra korekčného člena je v tejto verzii ECM vyššia, keďže - v priemere - až tri štvrtiny veľkosti nerovnováhy, ktorá vznikne v určitom štvrťroku je korigovaná v nasledujúcom štvrťroku. Návrat k dlhodobej rovnováhe je teda rýchlejší ako v predchádzajúcej verzii ECM.

Výroková schopnosť oboch verzii modelových vzťahov v tvare ECM je takmer identická. Najlepšie to dokumentuje grafické zobrazenie a porovnanie vývoja rezíduí, ktoré tieto dve verzie modelov generujú.



Z grafického zobrazenia rezíduí vyplýva, že nepatrne vyššia výroková schopnosť modelu ECM s kvadratickým trendom súvisí s tým, že - oproti modelu ECM s

lomeným lineárnym trendom - dokáže presnejšie vyjadriť vývoj HDP v rokoch 2001 a 2002 resp. v rokoch 2004 a 2005.

Na základe výsledkov kointegračnej a regresnej analýzy možno formulovať nasledovné závery:

- *indikátor ekonomického sentimentu* (ESI4) možno považovať za štatisticky významný indikátor vývoja HDP z dlhodobého hľadiska²⁰
- zmeny *indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu* (IOVD) možno považovať za štatisticky významný indikátor vývoja HDP z krátkodobého hľadiska
- ESI4 a IOVD možno využiť ako vysvetľujúce faktory na konštrukciu modelového vzťahu v tvare ECM pre rýchly odhad HDP
- modelový vzťah v tvare ECM generuje najväčšie odchýlky od skutočného vývoja HDP v rokoch 1998 až 2000, t.j. v období, v ktorom došlo k obratu v jeho vývoji od spomalenia k zrýchleniu medziročného rastu

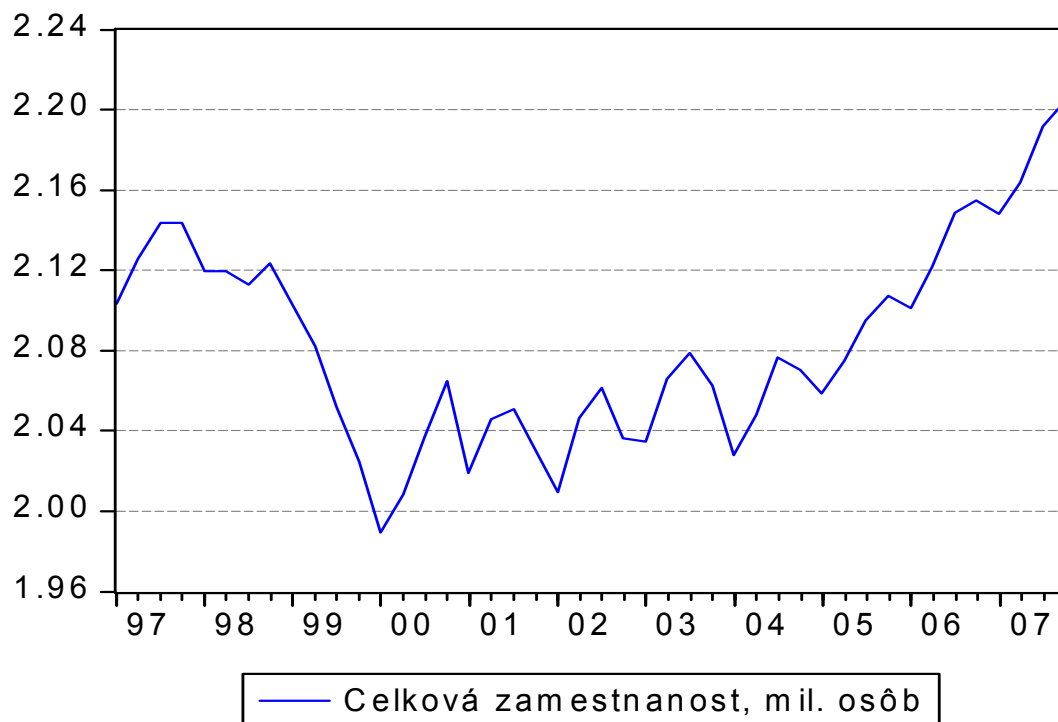
3.2 Modelový aparát pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti

V tejto časti uvádzame metodologický postup a výsledky konštrukcie modelového aparátu pre rýchly odhad vývoja celkovej zamestnanosti (v metodike ESNÚ 95) na báze KSP. V tejto metodike je celková zamestnanosť reprezentovaná počtom zamestnaných osôb, ktorý sa skladá z počtu zamestnancov a počtu samozamestnávateľov v jednotlivých odvetviach ekonomiky. Dominantnú zložku celkovej zamestnanosti predstavuje počet zamestnancov, ktorých podiel na celkovej zamestnanosti sa však postupne znižuje. Kým v roku 1997 tvoril počet zamestnancov vyše 93% celkovej zamestnanosti, v roku 2007 ich podiel klesol na 87%.

Z grafického zobrazenia vyplýva, že v analyzovanom období rokov 1997-2007 zaznamenala celková zamestnanosť dve navzájom protichodné vývojové tendencie. V rokoch 1998 a 1999 to bol jej pomerne razantný pokles, ktorý kulminoval na začiatku roku 2000 a súvisel so spomaľovaním rastu slovenskej ekonomiky. Následne, vplyvom zvyšovania dynamiky ekonomického rastu, sa začala zvyšovať aj celková

²⁰ Presnejšie povedané, indikátor ekonomického sentimentu (ESI4) možno považovať za štatisticky významný indikátor odchýlok vývoja HDP od jeho dlhodobého trendu, ktorý môže byť aproximovaný buď lomeným lineárnym trendom alebo kvadratickým trendom.

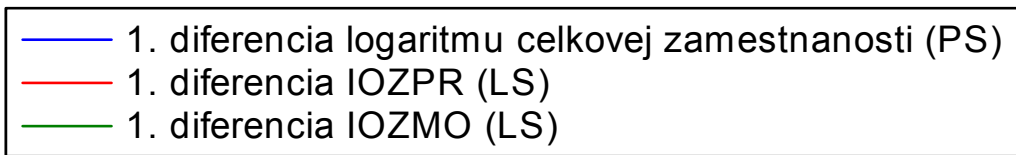
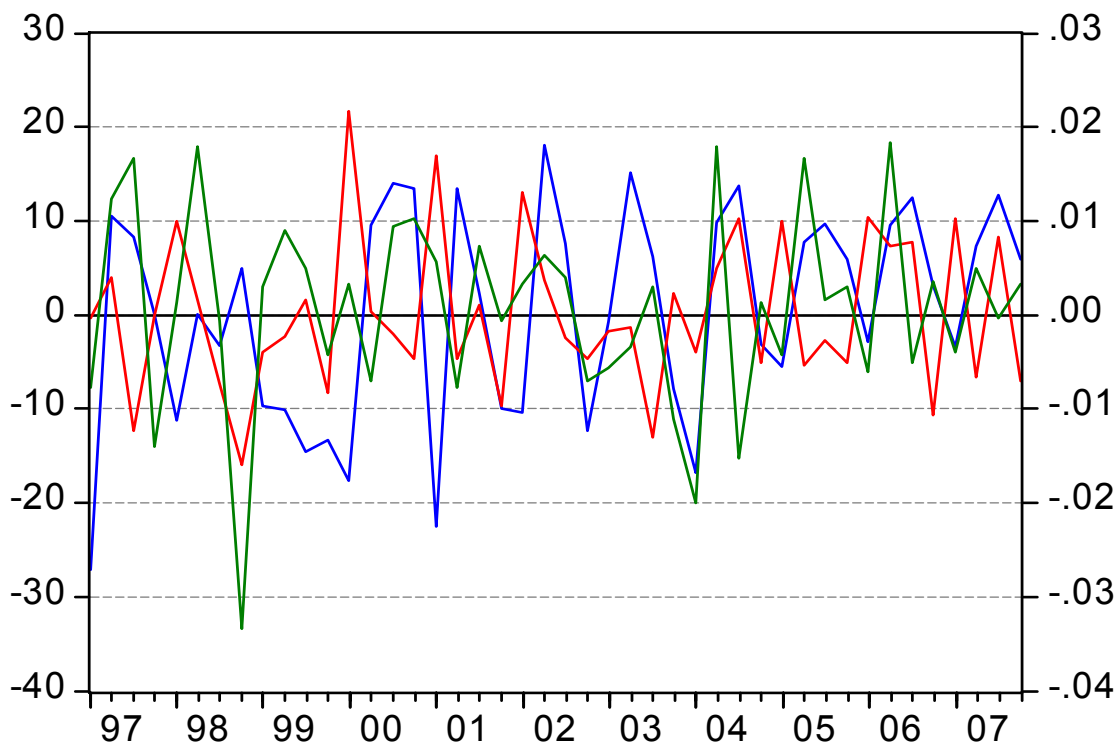
zamestnanosť. V rokoch 2005 až 2007 sa rast celkovej zamestnanosti pozoruhodne zrýchlil, čo bol dôsledok výrazného zrýchlenia dynamiky rastu slovenskej ekonomiky.



Z obsahového hľadiska majú pre konštrukciu modelového aparátu pre rýchle odhady celkovej zamestnanosti (*LD*) rozhodujúci význam informácie vyplývajúce z vývoja indikátorov očakávanej zamestnanosti v troch odvetviach, a to v priemysle (*IOZPR*), stavebníctve (*IOZST*) a maloobchode (*IOZMO*)²¹. Výsledky KSP totiž vo vzťahu k celkovej zamestnanosti, teda k zamestnanosti na makroúrovni, neposkytujú obdobný typ referenčného kompozitného ukazovateľa akým je ESI vo vzťahu k reálnemu HDP.

Z hľadiska metodologického postupu konštrukcie modelového aparátu je aj v tomto prípade kľúčová tá skutočnosť, že okrem časového radu indikátora očakávanej zamestnanosti v stavebníctve (*IOZST*), ktorý je stacionárny, časové rady zostávajúcich troch ukazovateľov (*LD*, *IOZPR*, *IOZMO*) sú nestacionárne. Z výsledkov štatistického testovania uvedených v prílohe totiž vyplýva, že časové rady uvedených troch ukazovateľov sú integrované typu $I(1)$, čo znamená, že časové rady ich prvých diferencií sú stacionárne $I(0)$. To je zrejme aj z ich grafického zobrazenia.

²¹ Štvrťročné časové rady týchto troch indikátorov očakávanej zamestnanosti vznikli z ich pôvodných, teda mesačných časových radov pomocou jednoduchého aritmetického priemeru.



Na základe zistených vlastností daných časových radov je zrejmé, že konštrukcia modelového aparátu pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti musí byť založená na skúmaní kointegrácie a kvantifikácii modelového vzťahu v tvare ECM. V ďalších častiach tejto kapitoly budú modelové vzťahy pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti v tvare ECM prezentované v dvoch verziách, ktoré sa navzájom odlišujú tvarom funkcie použitej na vyjadrenie trendu, teda hlavnej vývojovej tendencie celkovej zamestnanosti. Aj v tomto prípade pôjde o modelový vzťah buď s lineárnym trendom alebo s kvadratickým trendom.

Modelový vzťah s lineárnym trendom

Východisková hypotéza pre konštrukciu dlhodobého modelového vzťahu je formulovaná obdobne ako v prípade modelového vzťahu pre rýchly odhad HDP. Predpokladá sa teda, že celková zamestnanosť (*LD*) sa v čase (*time*) mení v zásade

konštantným tempom, ale vplyvom zmien vyplývajúcich z vývoja indikátorov očakávanej zamestnanosti (IOZPR, IOZST, IOZMO) sa vývojová tendencia celkovej zamestnanosti tiež mení, t.j. stáva sa variabilnou. Takto formulovanú hypotézu možno modelovo vyjadriť v podobe nasledovného vzťahu, o ktorom sa predpokladá, že má dlhodobý charakter:

$$LD = \alpha * e^{b * time + c * IOZPR + d * IOZST + e * IOZMO}$$

alebo

$$\log(LD) = a + b * time + c * IOZPR + d * IOZST + e * IOZMO$$

Na overenie uvedenej hypotézy boli použité pôvodné časové rady príslušných ukazovateľov za obdobie 1. štvrťrok 1997 až 4. štvrťrok 2007, čo spolu predstavuje 44 pozorovaní. Kvantifikácia parametrov hľadaného dlhodobého modelového vzťahu si aj v tomto prípade vyžadovala realizovať postupnosť viacerých krokov s meniacou sa špecifikáciou. Výsledky kvantifikácie v 1. kroku sú nasledovné:

Dependent Variable: LOG(LD)

Method: Least Squares

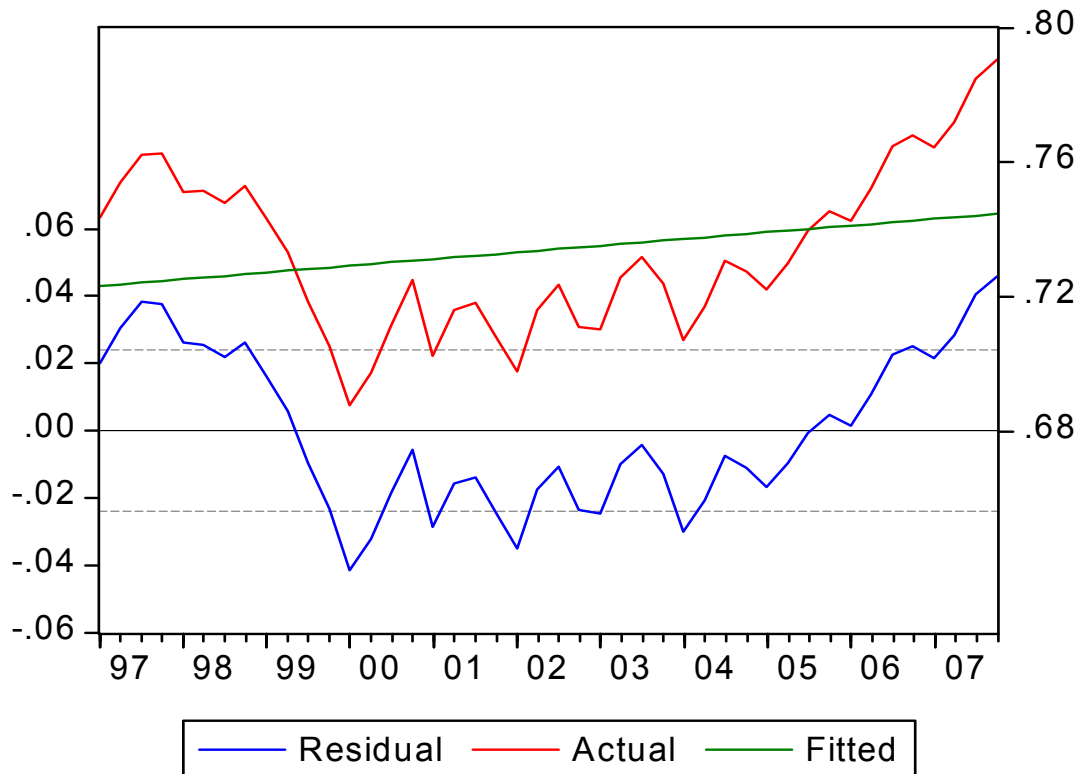
Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

LOG(LD)=C(1)+C(2)*TIME

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.715239	0.011224	63.72502	0.0000
C(2)	0.000497	0.000283	1.754463	0.0866
R-squared	0.068285	Mean dependent var		0.733890
Adjusted R-squared	0.046101	S.D. dependent var		0.024449
S.E. of regression	0.023879	Akaike info criterion		-4.587258
Sum squared resid	0.023948	Schwarz criterion		-4.506158
Log likelihood	102.9197	Durbin-Watson stat		0.199301

Z výsledkov odhadu vyplýva, že ak je dlhodobá vývojová tendencia celkovej zamestnanosti aproximovaná súvislým lineárnym trendom, parameter lineárneho trendu nie je štatisticky významne rozdielny od nuly, výroková schopnosť modelového vzťahu je veľmi nízka ($R^2 = 0.07$) a *index Durbina-Watsona* (0.20) signalizuje, že rezíduá, ktoré z neho vyplývajú nie sú vzájomne nezávislé. Z grafického zobrazenia výsledkov kvantifikácie však zároveň vyplýva, že analogicky ako pri konštrukcii dlhodobého vzťahu pre rýchly odhad HDP, je potrebné aj v tomto prípade nahradiť súvislý lineárny trend lineárnym trendom dvakrát lomeným.



Ak sa na aproximáciu dlhodobého vývoja celkovej zamestnanosti použije namiesto súvislého lineárneho trendu lineárny trend lomený v dvoch bodoch²², výsledky odhadu sú nasledovné:

Dependent Variable: LOG(LD)

Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

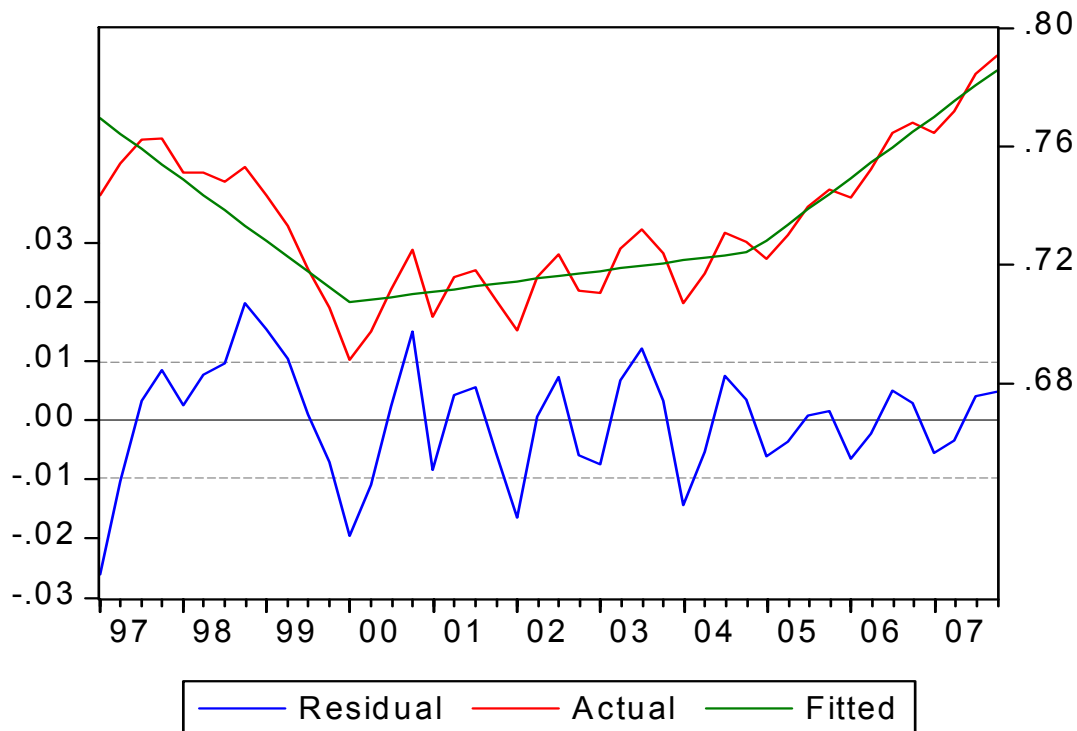
LOG(LD)=C(1)+C(2)*TIME*(TIME<12.)+C(3)*TIME

***(TIME>=12.)*(TIME<32.)+C(4)*TIME**

***(TIMEQ>=32.)**

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.707375	0.003189	221.8356	0.0000
C(2)	-0.005176	0.000542	-9.548190	0.0000
C(3)	0.000880	0.000315	2.797915	0.0079
C(4)	0.005226	0.000408	12.82275	0.0000
R-squared	0.850874	Mean dependent var	0.733890	
Adjusted R-squared	0.839690	S.D. dependent var	0.024449	
S.E. of regression	0.009789	Akaike info criterion	-6.328586	
Sum squared resid	0.003833	Schwarz criterion	-6.166387	
Log likelihood	143.2289	Durbin-Watson stat	1.081952	

²² Z časového hľadiska sa jedná o dva body zlomu ako v prípade vývoja HDP - prvý na prelome rokov 1998/1999 a druhý na prelome rokov 2004/2005.



Zmena špecifikácie modelového vzťahu priniesla očakávaný efekt, keďže sa markantne zvýšila jeho výroková schopnosť. Zároveň sa ukázalo, že dynamika rastu celkovej zamestnanosti bola v daných troch obdobiach skutočne značne rozdielna (v priemere). Nakoniec sa vplyvom zmeny špecifikácie modelového vzťahu zvýšila aj hodnota *indexu Durбина-Watsona* (z 0.20 na 1.08), čo z hľadiska eliminácie autokorelácie rezíduí znamená zlepšenie. Na základe uvedených výsledkov je možné konštatovať, že modelové zobrazenie hlavnej vývojovej tendencie celkovej zamestnanosti v rokoch 1997 až 2007 možno považovať za vyhovujúce a dostatočne presné.

Uvedený modelový vzťah je potrebné z hľadiska špecifikácie rozšíriť tak, aby zohľadňoval vplyv očakávaní týkajúcich sa vývoja zamestnanosti v priemysle, stavebníctve a maloobchode. Podľa východiskovej hypotézy by sa totiž mal trend vývoja celkovej zamestnanosti modifikovať (meniť) v závislosti od vývoja indikátorov očakávanej zamestnanosti v daných troch odvetviach. Ak špecifikáciu modelového vzťahu rozšírime o vplyv IOZPR, IOZST a IOZMO, pričom zároveň zohľadníme aj vplyv sezónnosti, ktorý tiež významne determinuje vývoj celkovej zamestnanosti, kvantifikácia parametrov poskytuje nasledovné výsledky:

Dependent Variable: LOG(LD)

Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

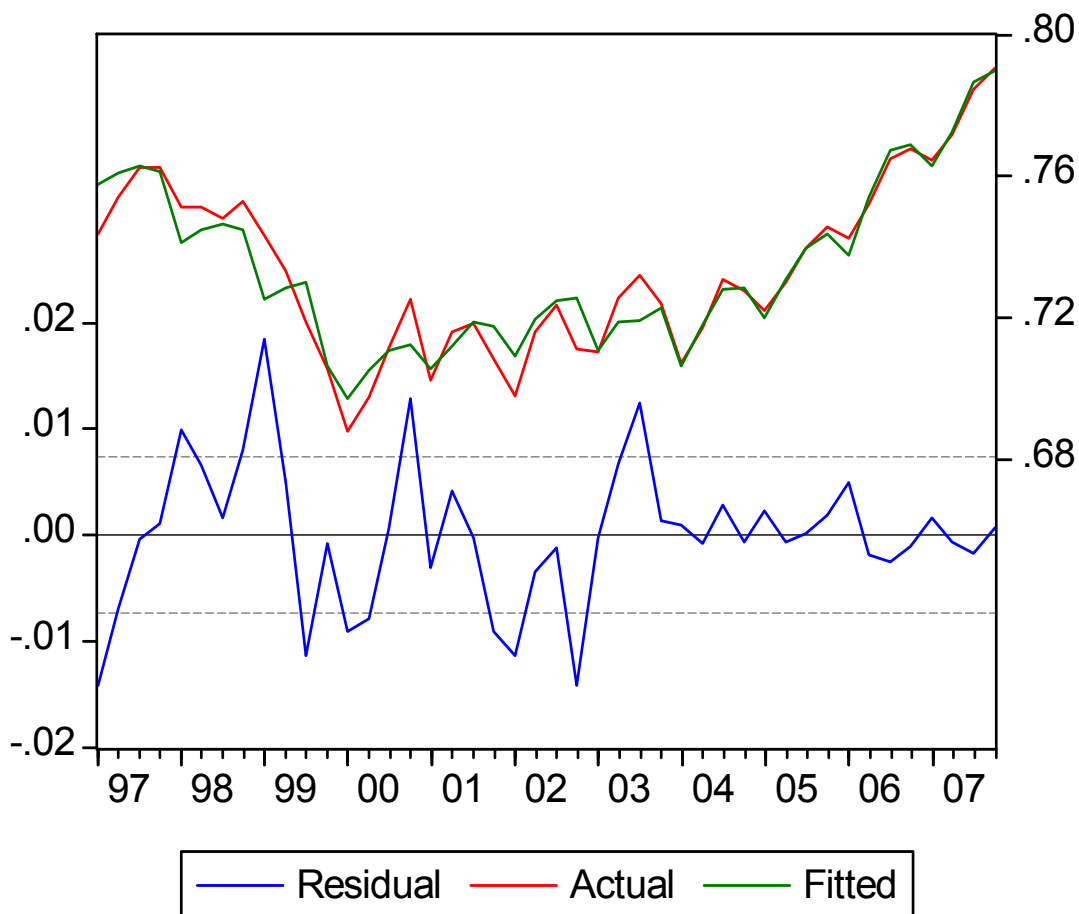
LOG(LD)=C(1)+C(2)*TIME*(TIME<12.)+C(3)*TIME

(TIME>=12.)(TIME<32.)+C(4)*TIME

(TIME>=32.)+C(5)(0.9*IOZPR+0.05*IOZST+0.05*IOZMO)

*(TIME>=11.)+C(6)*SD1+C(7)*SD3+C(8)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.716078	0.004072	175.8658	0.0000
C(2)	-0.004085	0.000535	-7.636018	0.0000
C(3)	0.000867	0.000241	3.597580	0.0010
C(4)	0.004635	0.000343	13.52010	0.0000
C(5)	0.000476	0.000147	3.232160	0.0026
C(6)	-0.007462	0.003171	-2.352943	0.0242
C(7)	0.005816	0.003168	1.836119	0.0746
C(8)	0.008472	0.003410	2.484216	0.0178
R-squared	0.922875	Mean dependent var	0.733890	
Adjusted R-squared	0.907879	S.D. dependent var	0.024449	
S.E. of regression	0.007421	Akaike info criterion	-6.806134	
Sum squared resid	0.001982	Schwarz criterion	-6.481736	
Log likelihood	157.7350	Durbin-Watson stat	1.206049	



Na základe výsledkov odhadu možno konštatovať, že východisková hypotéza má opodstatnenie, keďže vývoj celkovej zamestnanosti v analyzovanom období potvrdzoval očakávania vyplývajúce z vývoja "kompozitného indikátora očakávanej zamestnanosti", ktorý vznikol konvexnou lineárnou kombináciou daných troch indikátorov (IOZPR, IOZST, IOZMO)²³. Tento vzťah na makroúrovni však možno považovať za štatisticky významný až od prelomu rokov 1999/2000²⁴. Dôležité je aj zvýšenie hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (z 1.08 na 1.21), pretože indikuje žiadúci posun v smere eliminácie autokorelácie v časovom rade rezíduí, ktoré vyplývajú z tohto modelového vzťahu.

Uvedený modelový vzťah spĺňa teda všetky predpoklady, aby mohol byť považovaný za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom celkovej zamestnanosti na jednej strane a vysvetľujúcimi faktormi na strane druhej. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má dostatočne vysokú výrokovú schopnosť - podľa hodnoty koeficienta determinácie R^2 vysvetľuje vyše 92% rozptylu vo vývoji celkovej zamestnanosti. Prispelo k tomu aj explicitné vyjadrenie vplyvu sezónneho poklesu celkovej zamestnanosti v 1. štvrťroku (SD1) a jej sezónneho rastu v 3. a 4. štvrťroku (SD3 a SD4), ktoré sa ukázalo ako štatisticky významné. Najväčšie odchýlky medzi skutočnými a modelovým vzťahom generovanými hodnotami celkovej zamestnanosti, ktoré existujú na prelome rokov 1998/1999, 2000/2001 a 2002/2003 (pozri graf vyššie), možno považovať za extrémne výkyvy vo vývoji celkovej zamestnanosti.

Z grafického zobrazenia a výsledkov štatistického testovania uvedených v prílohe vyplýva, že časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$. Inými slovami povedané, parametre $c(1)$ až $c(8)$ dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. Časový rad rezíduí teda možno využiť na kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM, ktorý bude vyjadrovať vývojovú tendenciu celkovej zamestnanosti z krátkodobého hľadiska²⁵. Výsledky kvantifikácie sú nasledovné:

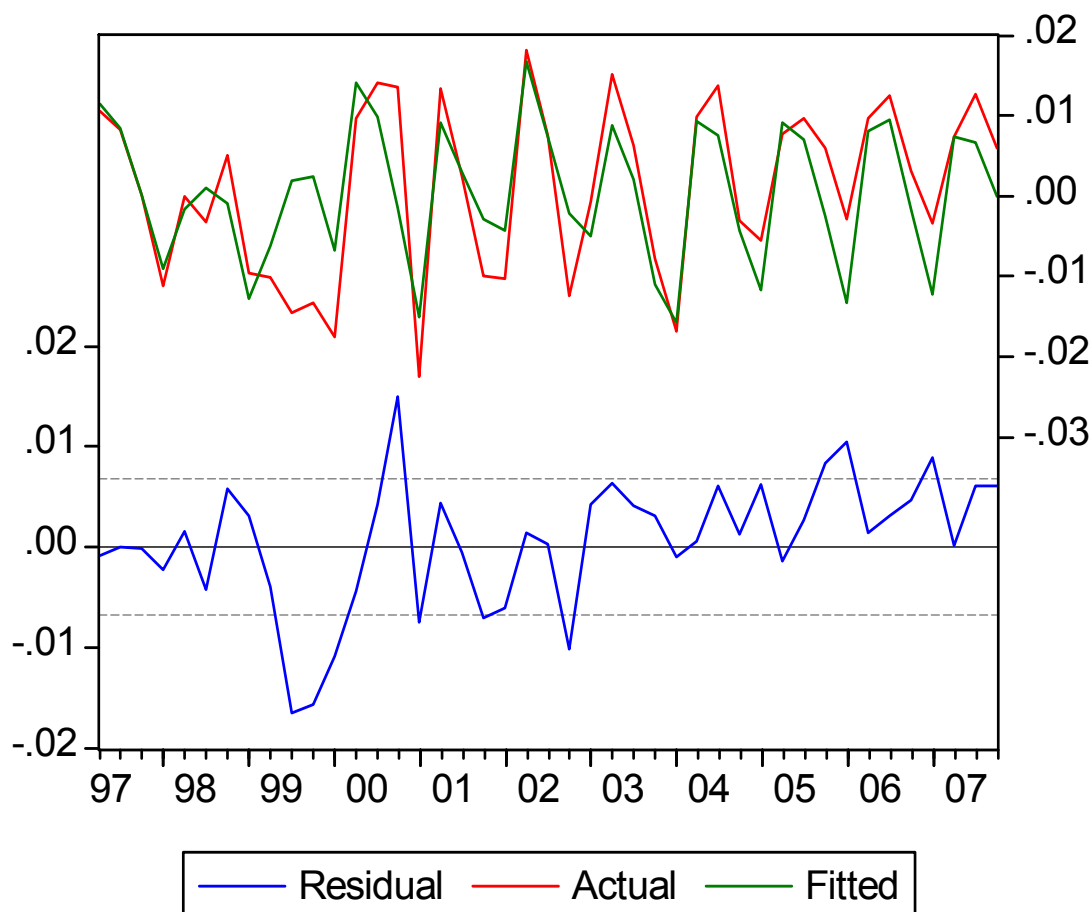
²³ Koeficienty lineárnej kombinácie boli odvodené experimentálne na základe kritéria minimalizácie štandardnej odchýlky rezíduí z individuálnych regresných rovníc.

²⁴ Presnejšie povedané od 4. štvrťroka 1999, v ktorom premenná *time* nadobúda hodnotu 11. Časovo ide o úplne identický začiatok vplyvu "kompozitného indikátora" ako bol identifikovaný začiatok vplyvu ekonomického sentimentu (ESI4) v dlhodobom vzťahu pre rýchly odhad HDP.

²⁵ Medzikvartálnu, teda krátkodobú relatívnu zmenu celkovej zamestnanosti (LD) možno aproximovať diferenciou logaritmu takto: $DLOG(LD,0,1)=LOG(LD)-LOG(LD(-1))=(LD-LD(-1))/LD(-1)$.

Dependent Variable: DLOG(LD,0,1)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1997:2 2007:4
 Included observations: 43 after adjusting endpoints
 $DLOG(LD,0,1) = C(2) * D(0.33 * IOZPR + 0.33 * IOZST(-1) + 0.33 * IOZMO) * (TIME >= 27.) + C(3) * RESLD(-1) + C(4) * D(SD1) + C(5) * D(SD2)$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.000314	0.000131	2.404311	0.0211
C(3)	-0.541052	0.152429	-3.549528	0.0010
C(4)	-0.008383	0.002207	-3.798603	0.0005
C(5)	-0.004587	0.001686	-2.720710	0.0097
R-squared	0.623266	Mean dependent var	0.001097	
Adjusted R-squared	0.594286	S.D. dependent var	0.010643	
S.E. of regression	0.006779	Akaike info criterion	-7.061531	
Sum squared resid	0.001792	Schwarz criterion	-6.897699	
Log likelihood	155.8229	Durbin-Watson stat	1.200173	



Z grafického zobrazenia výsledkov odhadu, ale aj z hodnôt štatistických testovacích charakteristík modelového vzťahu v tvare ECM je zrejmé, že jeho výroková schopnosť je relatívne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a in-

terpretovatelné, ale *index Durbina-Watsona* (1.20) signalizuje prítomnosť (miernej) autokorelácie rezíduí. Parameter korekčného člena je podľa očakávania záporný, čo znamená, že (modelový) mechanizmus korekcie chyby, teda korekcie odchýlky od dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je funkčný. Hodnota parametra korekčného člena znamená, že - v priemere - viac ako polovica (54%) veľkosti tejto odchýlky, ktorá vznikne v určitom štvrťroku je korigovaná v nasledujúcom štvrťroku.

Zároveň sa ukázalo, že pre vysvetlenie krátkodobých zmien vo vývoji celkovej zamestnanosti sú štatisticky významné krátkodobé (medzikvartálne) absolútne zmeny "*kompozitného indikátora očakávanej zamestnanosti*"²⁶. Z krátkodobého hľadiska je však vývoj celkovej zamestnanosti tiež štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti. Podobne ako v dlhodobom vzťahu bol identifikovaný sezónny pokles celkovej zamestnanosti v 1. štvrťroku a navyše aj jej sezónny pokles v 2. štvrťroku (miernejší ako v 1. štvrťroku).

Modelový vzťah s kvadratickým trendom

Možnosť nahradiť (lomený) lineárny trend kvadratickým trendom v dlhodobom vzťahu pre celkovú zamestnanosť sa ponúka z tých istých dôvodov ako v prípade dlhodobého vzťahu pre HDP. Dynamika priemerného rastu celkovej zamestnanosti bola totiž v každom z daných troch čiastkových období rozdielna a postupne sa zvyšovala (akcelerovala). Dlhodobý vzťah, v ktorom je hlavná vývojová tendencia celkovej zamestnanosti aproximovaná kvadratickým trendom, možno vo všeobecnej podobe zapísať nasledovne:

$$LD = \alpha * e^{b * time + c * time * time + d * IOZPR + e * IOZST + f * IOZMO}$$

alebo

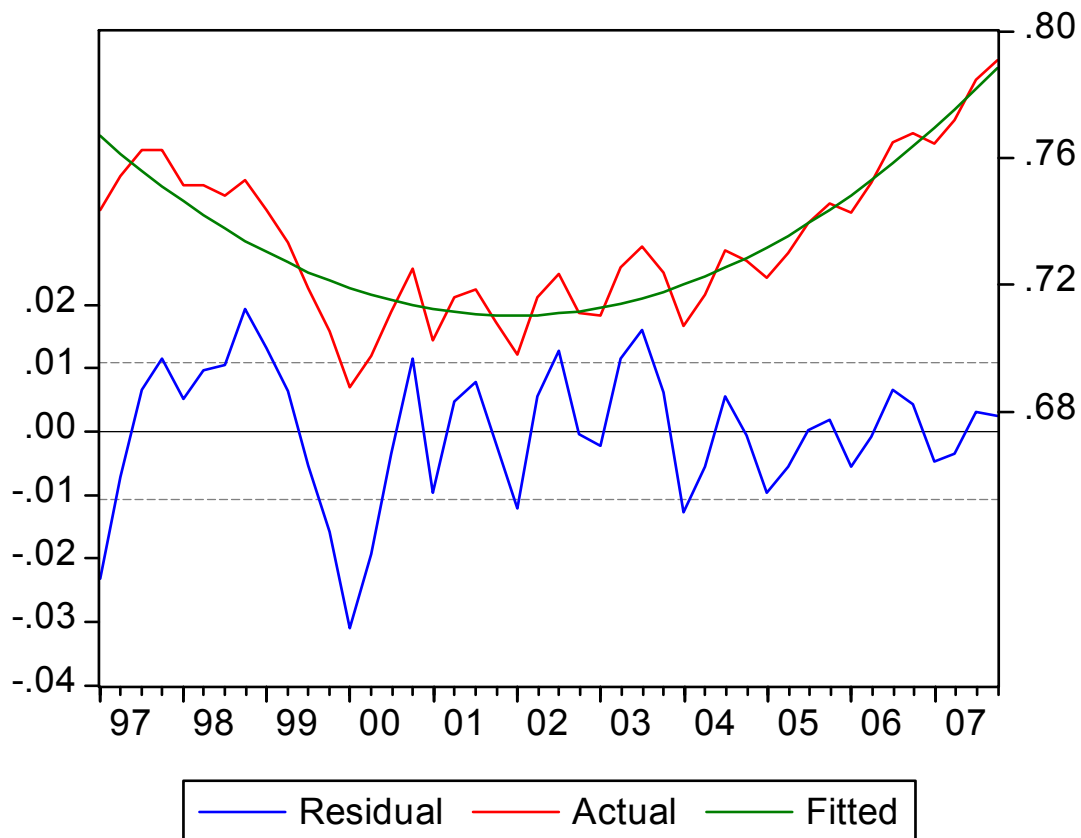
$$\log(LD) = a + b * time + c * time^2 + d * IOZPR + e * IOZST + f * IOZMO$$

²⁶ Váhová štruktúra zložiek "*kompozitného indikátora očakávanej zamestnanosti*" je v krátkodobom a v dlhodobom vzťahu rozdielna. V krátkodobom vzťahu majú jeho zložky nielen rovnakú váhu, ale indikátor očakávanej zamestnanosti v stavebníctve je v ňom časovo oneskorený o 1 štvrťrok. Váhová štruktúra vznikla tiež experimentálne na základe kritéria minimalizácie štandardnej odchýlky rezíduí.

Na overenie takto modifikovanej hypotézy boli použité tiež pôvodné časové rady príslušných ukazovateľov za obdobie 1. štvrťrok 1997 až 4. štvrťrok 2007. Kvantifikácia parametrov modelového vzťahu, ktorý dlhodobú vývojovú tendenciu celkovej zamestnanosti aproximuje kvadratickým trendom, poskytla na základe 44 pozorovaní nasledovné výsledky:

Dependent Variable: LOG(LD)
 Method: Least Squares
 Sample: 1997:1 2007:4
 Included observations: 44
 LOG(LD)=C(1)+C(2)*TIME+C(3)*TIME*TIME

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.730215	0.002393	305.1794	0.0000
C(2)	-0.003411	0.000332	-10.28869	0.0000
C(3)	0.000145	1.13E-05	12.78806	0.0000
R-squared	0.813233	Mean dependent var	0.733890	
Adjusted R-squared	0.804122	S.D. dependent var	0.024449	
S.E. of regression	0.010821	Akaike info criterion	-6.148967	
Sum squared resid	0.004801	Schwarz criterion	-6.027318	
Log likelihood	138.2773	Durbin-Watson stat	0.934036	



Z výsledkov kvantifikácie vyplýva, že aproximácia dlhodobej vývojovej tendencie celkovej zamestnanosti kvadratickým trendom je možná. Na základe koeficienta determinácie (0.81) možno konštatovať, že výroková schopnosť modelového vzťahu je vysoká a je porovnateľná s výrokovou schopnosťou modelového vzťahu s (lomeným) lineárnym trendom. Všetky odhadnuté parametre sú štatisticky významné, ale hodnota *indexu Durbina-Watsona* (0.93) signalizuje prítomnosť autokorelácie rezíduí. Špecifikáciu tohto modelového vzťahu je však potrebné rozšíriť jednak o vplyv indikátorov očakávanej zamestnanosti v troch odvetviach, jednak o vplyv sezónnosti vo vývoji celkovej zamestnanosti. Kvantifikácia parametrov potom poskytuje nasledovné výsledky:

Dependent Variable: LOG(LD)

Method: Least Squares

Sample: 1997:1 2007:4

Included observations: 44

LOG(LD)=C(1)+C(2)*TIME+C(3)*TIME*TIME

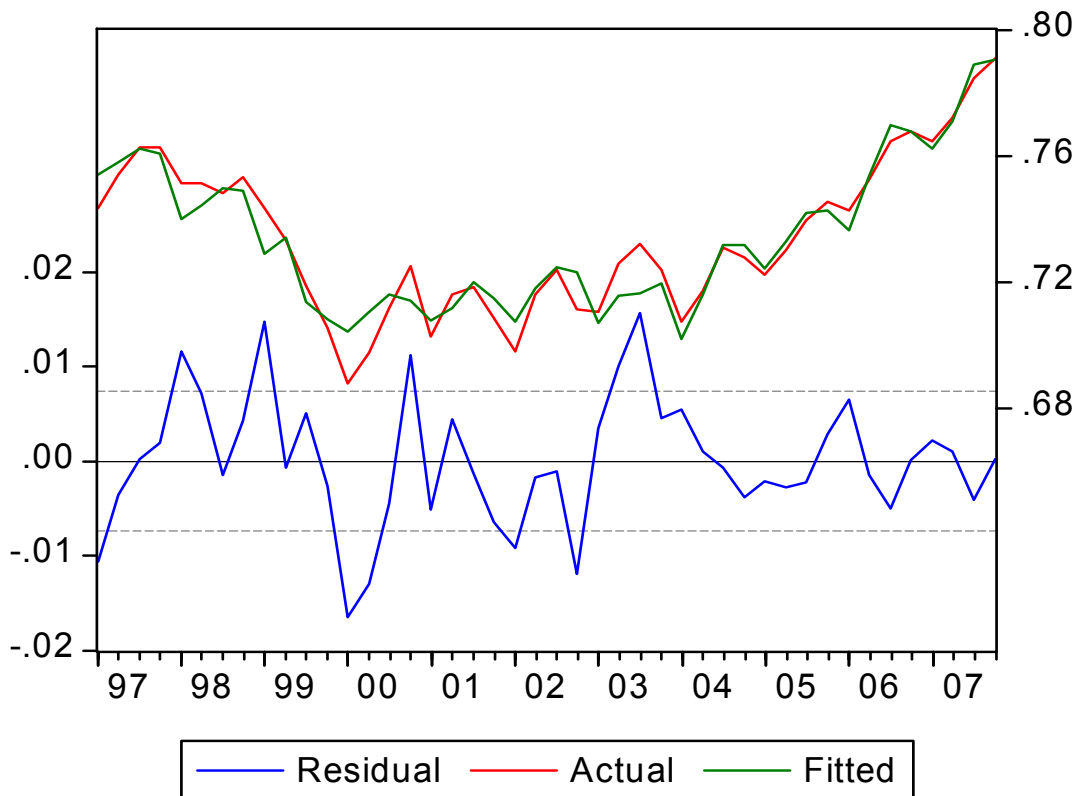
+C(4)*(0.9*IOZPR+0.05*IOZST+0.05*IOZMO)*(TIME>=10.)

+C(5)*SD1+C(6)*SD3+C(7)*SD4

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.736166	0.002761	266.6489	0.0000
C(2)	-0.002324	0.000312	-7.436301	0.0000
C(3)	0.000107	1.06E-05	10.15015	0.0000
C(4)	0.000680	0.000130	5.239416	0.0000
C(5)	-0.007517	0.003165	-2.374818	0.0229
C(6)	0.008220	0.003196	2.572296	0.0143
C(7)	0.010109	0.003381	2.989914	0.0049
R-squared	0.920843	Mean dependent var	0.733890	
Adjusted R-squared	0.908007	S.D. dependent var	0.024449	
S.E. of regression	0.007415	Akaike info criterion	-6.825579	
Sum squared resid	0.002035	Schwarz criterion	-6.541731	
Log likelihood	157.1627	Durbin-Watson stat	1.234031	

Uvedený modelový vzťah reprezentuje (alternatívny) dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom celkovej zamestnanosti a vysvetľujúcimi faktormi. Má dostatočne vysokú výrokovú schopnosť, ktorá je podľa hodnoty R^2 ekvivalentná úrovni výrokovkej schopnosti dlhodobého modelového vzťahu s lomeným lineárnym trendom. Všetky parametre tohto vzťahu sú štatisticky významné a interpretovateľné²⁷ a z hodnoty *indexu Durbina-Watsona* (1.23) vyplýva, že rezíduá sú síce autokorelované, ale už miernejšie.

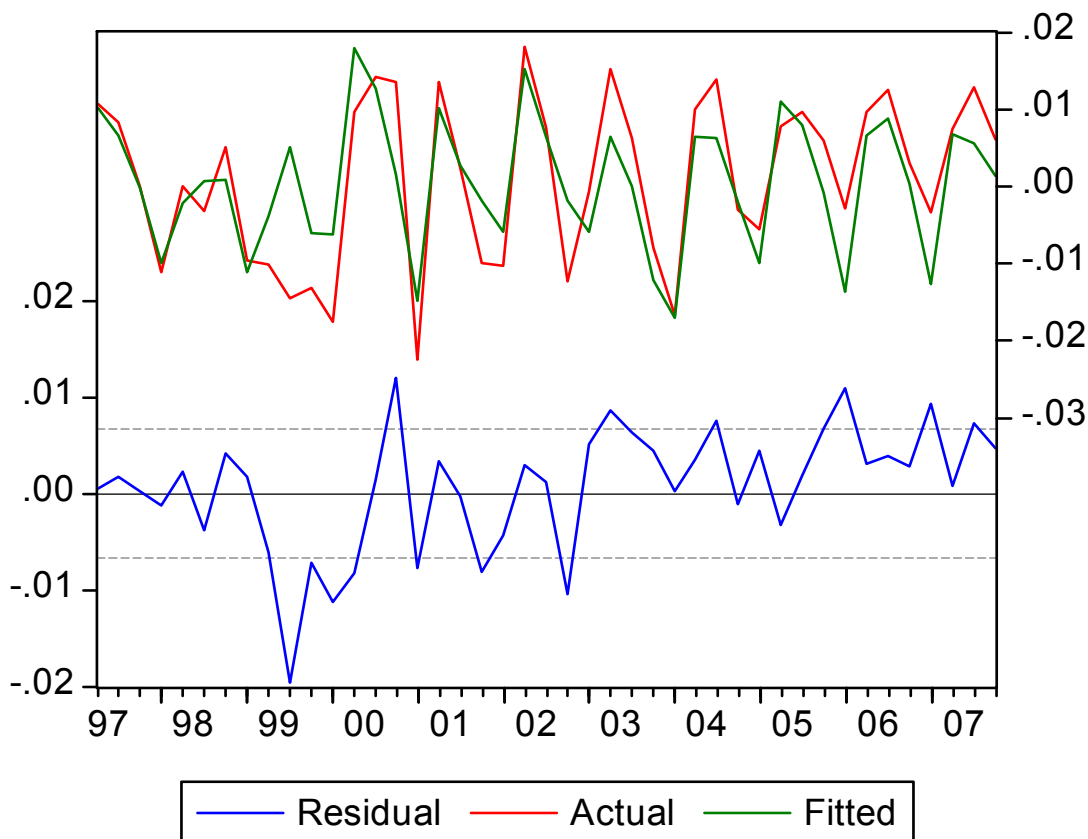
²⁷ Predstavujú zložky hľadaného kointegračného vektora. Vplyv "kompozitného indikátora očakávanej zamestnanosti" je však v tomto prípade štatisticky významný už od 3. štvrtroka 1999.



Na základe grafického zobrazenia, ale aj výsledkov štatistického testovania uvedených v prílohe, možno konštatovať, že časový rad rezídií vyplývajúci z tohto dlhodobého rovnovážneho vzťahu je stacionárny, t.j. typu $I(0)$. Možno ho teda využiť na kvantifikáciu modelového vzťahu v tvare ECM. Výsledky kvantifikácie sú nasledovné:

Dependent Variable: DLOG(LD,0,1)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1997:2 2007:4
 Included observations: 43 after adjusting endpoints
 $DLOG(LD,0,1)=C(2)*D(0.33*IOZPR+0.33*IOZST(-1)+0.33$
 $*IOZMO)*(TIME>=11.)+C(3)*RESLD(-1)+C(4)*D(SD1)+C(5)$
 $*D(SD2)$

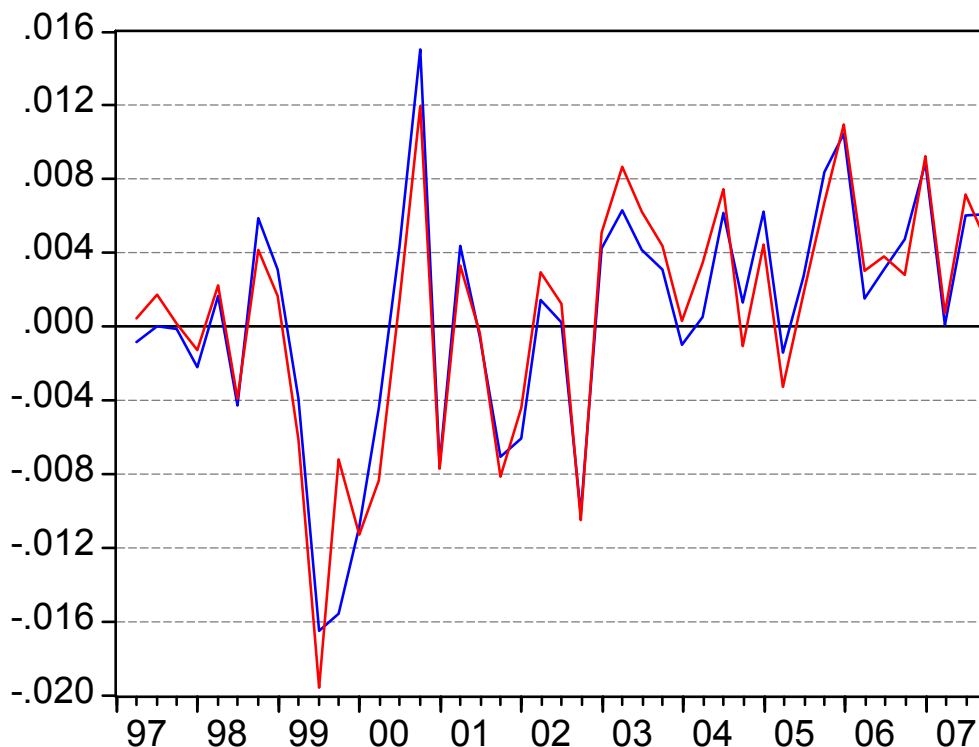
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(2)	0.000267	0.000130	2.047036	0.0474
C(3)	-0.555544	0.150242	-3.697675	0.0007
C(4)	-0.008863	0.002192	-4.043512	0.0002
C(5)	-0.004618	0.001669	-2.767456	0.0086
R-squared	0.630945	Mean dependent var		0.001097
Adjusted R-squared	0.602556	S.D. dependent var		0.010643
S.E. of regression	0.006710	Akaike info criterion		-7.082125
Sum squared resid	0.001756	Schwarz criterion		-6.918293
Log likelihood	156.2657	Durbin-Watson stat		1.316861



Z grafického zobrazenia výsledkov odhadu, ale aj z hodnôt štatistických testovacích charakteristík modelového vzťahu v tvare ECM vyplýva, že jeho výroková schopnosť je relatívne vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné. Pre vysvetlenie krátkodobého vývoja celkovej zamestnanosti sú (aj v tomto prípade) štatisticky významné krátkodobé (medzikvartálne) absolútne zmeny *"kompozitného indikátora očakávanej zamestnanosti"* v priemysle, stavebníctve a maloobchode. Zároveň sa potvrdil aj štatisticky významný vplyv sezónneho poklesu vo vývoji celkovej zamestnanosti, ktorý bol zhodne identifikovaný v 1. a 2. štvrtroku. Vzhľadom na to, že hodnoty parametra korekčného člena sú v oboch verziách ECM rovnaké, rovnako rýchlo prebieha aj návrat k dlhodobej rovnováhe.

Výroková schopnosť oboch verzií modelových vzťahov pre celkovú zamestnanosť v tvare ECM je takmer identická. Dokumentuje to nielen takmer rovnaká hodnota ich koeficientov determinácie, ale aj grafické zobrazenie a porovnanie vývoja rezíduí, ktoré tieto dve verzie modelov generujú.

Porovnanie presnosti modelov ECM



— Rezíduá z ECM s lineárnym dlhodobým trendom
— Rezíduá z ECM s kvadratickým dlhodobým trendom

Na základe výsledkov kointegračnej a regresnej analýzy možno formulovať nasledovné závery:

- "kompozitný indikátor očakávanej zamestnanosti" v priemysle, stavebníctve a maloobchode možno považovať za štatisticky významný indikátor vývoja celkovej zamestnanosti z dlhodobého hľadiska²⁸
- zmeny "kompozitného indikátora očakávanej zamestnanosti" v priemysle, stavebníctve a maloobchode možno považovať za štatisticky významný indikátor vývoja celkovej zamestnanosti z krátkodobého hľadiska

²⁸ Presnejšie povedané, "kompozitný indikátor očakávanej zamestnanosti" v priemysle, stavebníctve a maloobchode možno považovať za štatisticky významný indikátor odchýlok vývoja celkovej zamestnanosti od jej dlhodobého trendu, ktorý môže byť - podobne ako v prípade modelovania vývoja reálneho HDP - aproximovaný buď lomeným lineárnym trendom alebo kvadratickým trendom.

- *"kompozitný indikátor očakávanej zamestnanosti"* v priemysle, stavebníctve a maloobchode možno využiť ako vysvetľujúci faktor na konštrukciu modelového vzťahu v tvare ECM pre rýchly odhad celkovej zamestnanosti
- modelové vzťahy v tvare ECM generujú najväčšie odchýlky od skutočného vývoja celkovej zamestnanosti v rokoch 1999 a 2000, t.j. v období, v ktorom došlo k obratu v jej vývoji - od poklesu k rastu

4. Použitie ARIMA modelov na rýchle odhady vývoja HDP a celkovej zamestnanosti

Modelový aparát prezentovaný v tejto kapitole tvoria tiež jednorovnicové ekonometrické modely. Z metodologického hľadiska sa však spôsob ich konštrukcie odlišuje od princípov konštrukcie modelového aparátu prezentovaného v 3. kapitole. Zatiaľ čo v 3. kapitole bol vývoj časového radu závisle premennej analyzovaný na základe regresie s časovými radmi viacerých nezávisle premenných, v tejto kapitole je modelovanie vývoja časového radu závisle premennej založené len na informáciách získaných analýzou vývoja samotného časového radu. Cieľom analýzy je získať z histórie jeho vývoja čo najviac informácií týkajúcich sa dynamiky jeho vývoja.

Jedná sa o tzv. *Box-Jenkinsovu metodológiu* analýzy a modelovania časových radov, ktorá - na rozdiel od metodológie konštrukcie ECM - nevyužíva ani ekonomickú teóriu²⁹. Primárnym účelom jej použitia je totiž zostavenie efektívneho modelu, teda modelu, ktorý poskytuje čo najpresnejšiu prognózu. V tejto súvislosti patria v štatistickej a prognostickej praxi medzi najčastejšie používané modely časových radov *ARIMA* modely [1, 2, 3, 4, 6, 7].

4.1 Stručná charakteristika Box-Jenkinsovej metodológie

Názov *ARIMA* modelov sa skladá z troch častí: *AR* = AutoRegressive, *I* = Integrated, *MA* = Moving-Average. Vo všeobecnosti sú definované ako modely stacionárnych náhodných procesov a vychádzajú z predpokladu, že jednotlivé pozorovania časového radu sú navzájom závislé (autokorelované). Hodnotu časového radu v čase *t* považujú za výsledok kombinácie jeho vlastných predchádzajúcich (historických) hodnôt a historických hodnôt reziduálnych odchýlok.

Základným predpokladom použitia *ARIMA* modelov je stacionarita časového radu. Časový rad sa považuje za stacionárny, ak sa jeho štatistické vlastnosti s časom nemenia. To znamená, že jeho priemer a rozptyl sú konštantné pre všetky jeho pozorovania a korelácia dvoch náhodných pozorovaní je daná len ich vzájomnou vzdialenosťou v čase. Na význam predpokladu o stacionarite poukazuje fakt, že ak je časový rad nestacionárny, neplatia výsledky charakteristické pre klasickú regresnú analýzu. Regresia založená na nestacionárnych časových radoch stráca svoj zmysel,

²⁹ To znamená, že pre konštrukciu modelového aparátu na rýchle odhady nie sú v tejto kapitole potrebné ani informácie vyplývajúce z výsledkov konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov.

a preto sa nazýva "zdanlivá". Šoky v stacionárnych časových radoch pôsobia dočasne, ich následky sa postupne rozplynú a časový rad sa vráti k svojej dlhodobej priemernej úrovni.

Všeobecne možno *ARIMA* model zapísať v tvare *ARIMA* $(p,d,q)(P,D,Q)_s$, kde

p, P – rád (stupeň) *AR* modelu

q, Q – rád (stupeň) *MA* modelu

d, D – počet diferencií potrebných na stacionarizáciu časového radu

s – sezónnosť (napr. 12, 4)

Časť *AR* predstavuje *čistý autoregresný model*, v ktorom je hodnota premennej Y_t v čase t do značnej miery determinovaná jej vlastnou hodnotou z predchádzajúceho obdobia. *AR*(p) sú modely historických hodnôt časového radu, celkového priemeru časového radu (δ) a náhodnej chybovej zložky (a_t):

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + a_t$$

resp.

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) Y_t = \delta + a_t$$

B je operátor spätného chodu definovaný ako $BY_t = Y_{t-1}$

Nevyhnutnou podmienkou použitia *AR* modelu je stacionarita. Proces *AR*(p) je stacionárny, ak ho možno transformovať do tvaru lineárneho procesu. Táto podmienka je splnená, ak korene vyššie uvedeného polynómu B ležia zvonka jednotkovej kružnice. Napr. pre proces *AR*(1) sa uvedená podmienka redukuje na platnosť vzťahu: $|\phi_1| < 1$. Nutnou, ale nie postačujúcou podmienkou pre stacionaritu *AR*(p) modelu je, že suma všetkých jeho autoregresných koeficientov by mala byť menšia ako 1, t.j.

$$\sum_{i=1}^p \phi_i < 1.$$

Časť *MA* reprezentuje *čistý model kĺzavých priemerov*. Termín "kĺzavý priemer" sa používa z toho dôvodu, že premenná Y_t vzniká ako vážená suma z hodnôt rezíduí sledovaného časového radu a je podobná priemeru³⁰. *MA*(q) modely sú teda založené na chybe predikcie premennej Y_t , čiže na rozdiel medzi jej skutočnou a

³⁰ Pojem *kĺzavý priemer* (*moving average*) má v *ARIMA* modeloch iný význam v porovnaní s tým, čo vyjadruje napr. v oblasti popisných charakteristík matematickej štatistiky.

prognózovanou hodnotou. Sú to modely rezíduí v čase t , $t-1$, ..., $t-q$ a celkového priemeru časového radu (δ):

$$Y_t = \delta + a_t - \theta_{t-1}a_{t-1} - \dots - \theta_{t-q}a_{t-q}$$

resp.

$$Y_t = \delta + (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

Čím je pozorovanie vzdialenejšie v čase, tým menší vplyv má chyba jeho predikcie na budúce hodnoty časového radu. Model MA je lineárnym procesom, z čoho vyplýva, že všetky modely MA sú stacionárne. Avšak často diskutovanou podmienkou MA modelu je jeho invertibilita (inverznosť). Aby bolo možné jednoznačne interpretovať jeho výsledky, musí byť MA proces invertibilný, to znamená, že model MA je možné aproximovať pomocou jedného AR modelu. Ak sa dá model MA vyjadriť viacerými modelmi AR , pričom nie je jednoznačné, ktorý z nich vybrať, tak daný MA model nie je invertibilný a interpretovanie a využitie jeho výsledkov tiež nie je jednoznačné. Všeobecne pre model $MA(q)$ platí, že je invertibilný, ak korene polynómu B ležia zvonka jednotkovej kružnice. Pre model $MA(1)$ je postačujúcou podmienkou invertibility, ak $|\theta_1| < 1$.

Kombinované autoregresné modely kízavých priemerov $ARMA(p,q)$ je možné použiť len v prípade stacionárnych časových radov. V ekonomickej praxi sa veľmi často vyskytujú časové rady, ktoré sú výsledkom nestacionárnych stochastických procesov. Aby podmienka stacionarity bola splnená, je potrebné ich transformovať na stacionárne v závislosti od typu nestacionarity. Do modelu preto vstupuje časť I , ktorá predstavuje integrovaný proces.

Časový rad sa považuje za integrovaný rádu d , ak sú na jeho stacionarizáciu potrebné diferencie rádu d . Pri analýze ekonomických časových radov sa prakticky stretávame s integrovanými časovými radmi maximálne druhého rádu $I(2)$. To znamená, že druhé diferencie ekonomických časových radov sú už spravidla stacionárne. Pred samotnou analýzou časového radu (pred jeho diferencovaním) je však potrebné odstrániť nestacionaritu v rozptyle, ak je v časovom rade prítomná. Na to vo väčšine prípadov postačuje logaritická transformácia časového radu ($\log(Y_t)$).

Stacionarita časového radu sa posudzuje na základe grafickej analýzy (hľadáme zmeny v úrovni, teda trend a zmeny vo variabilite) alebo pomocou grafu auto-

korelačnej funkcie (*ACF*). *ACF* meria silu závislosti medzi pozorovaniami časového radu, ktoré sú od seba vzdialené k období. Ak koeficienty autokorelácie postupne klesajú alebo systematicky menia znamienko, analyzovaný časový rad je nestacionárny.

Ďalším dôležitým faktorom pri voľbe vhodného modelu je sezónnosť. Väčšina krátkodobých ekonomických časových radov obsahuje sezónnosť (vrátane štvrtročných časových radov HDP a celkovej zamestnanosti). V tom prípade je odôvodnené predpokladať, že Y_t nezávisí len od hodnôt Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots , ale predovšetkým od hodnôt sezónne posunutých Y_{t-s}, Y_{t-2s}, \dots z dôvodu sezónneho efektu. Preto je potrebné použiť úplný, rozšírený tvar *ARIMA* modelov, teda modelov pre sezónne integrované časové rady, ktoré sa označujú ako *SARIMA*.

Pre sezónny časový rad platí, že musí byť stacionárny aj zo sezónneho hľadiska. Ak je časový rad stacionárny v celkovej variabilite, je stacionárny aj v sezónnej variabilite. Problém predstavuje iba stacionarizácia sezónnej úrovne, keďže časový rad stacionárny v celkovej úrovni ešte nemusí byť stacionárny aj v sezónnej úrovni. Aj túto vlastnosť možno posúdiť na základe grafu autokorelačnej funkcie. Ak koeficienty autokorelácie so sezónnym oneskorením postupne klesajú, časový rad je nestacionárny v sezónnej úrovni. Pre odstránenie sezónnej nestacionarity sa používajú sezónne diferencie $Y_t - Y_{t-s}$ (v prípade štvrtročných časových radov $s=4$, v prípade mesačných časových radov $s=12$). Teda ak je treba časový rad sezónne diferencovať, aby sa stal stacionárnym, hovoríme o sezónne integrovanom nestacionárnom procese.

Keď je časový rad stacionárny aj z hľadiska sezónnosti, možno realizovať jednotlivé kroky hľadania vhodného *ARIMA* modelu. *Box-Jenkinsova metodológia* výberu modelu pozostáva vo všeobecnosti z nasledovných 4 krokov:

- *identifikácia modelu*
- *odhad modelu*
- *verifikácia modelu*
- *prognózovanie*

4.1.1 Identifikácia modelu

Výber vhodného modelu a určenie počtu parametrov je založené na analýze grafov *autokorelačnej funkcie (ACF)* a *parciálnej autokorelačnej funkcie (PACF)* pre stacionárny časový rad. Pridávanie parametrov do modelu zvyšuje presnosť odhadu, ale na druhej strane sa znižuje zrozumiteľnosť modelu. Cieľom je nájsť optimálnu kombináciu medzi presnosťou a jednoduchosťou modelu, čo je základným princípom tohto prístupu.

Veľmi zjednodušene môžeme povedať, že počet významných koeficientov *ACF* určuje stupeň (rád) modelu *MA* a počet významných koeficientov *PACF* určuje stupeň (rád) modelu *AR*. Parciálne koeficienty autokorelácie merajú silu závislosti medzi pozorovaniami časového radu vzdialenými od seba k období (tzv. čistá autokorelácia, pri ktorej je vplyv iných pozorovaní vylúčený).

Každý typ *ARIMA* modelu má svoj vlastný popis a špeciálny vzhľad grafov autokorelácie. Pre model *AR* je charakteristický exponenciálny pokles koeficientov *ACF*, pričom koeficienty *PACF* "miznú" po oneskorení p . Posledný významný koeficient určuje potom rád modelu *AR(p)*. Model *MA* je charakteristický exponenciálnym poklesom koeficientov *PACF*, pričom koeficienty *ACF* "miznú" po oneskorení q . Posledný významný koeficient určuje potom rád modelu *MA(q)*. Ak *ACF* a ani *PACF* jednoznačne neklesnú, je vhodný kombinovaný *ARMA* model. V takom prípade je obtiažnejšie identifikovať rád *AR* a *MA* procesu, zvyčajne je preto možné navrhnúť viacero modelov. Z tohto dôvodu sú dôležité nasledujúce kroky – odhad a verifikácia modelu. Pre výber sezónnych modelov platia rovnaké princípy ako pre nesezónne modely, ale sledujú sezónnu časovú škálu. Hľadáme teda významné koeficienty a exponenciálny pokles na miestach s ročným oneskorením.

4.1.2 Odhad modelu

V 2. kroku sa odhadnú všetky navrhnuté modely a otestujú sa ich parametre. Na odhad parametrov bola použitá jednoduchá metóda najmenších štvorcov (*OLS*). Pri vzájomnom porovnávaní modelov s približne rovnakým počtom parametrov môžeme za najlepší považovať model s najvyšším koeficientom determinácie R^2 . Avšak pri rôznom počte parametrov treba použiť aj iné miery hodnotenia, aby sme sa vyhli preparametrizovaniu modelu. Medzi penalizačné miery kvality modelu, ktoré hľadajú najlepšíu rovnováhu medzi jednoduchosťou a presnosťou, patria napr. *Akaikeovo*

informačné kritérium (AIC) a Swarz-Bayesovo kritérium (SBC). Najlepší model tieto miery minimalizuje, pričom hodnota *SBC* má pri rozhodovaní prioritu. V tomto kroku riešenia musíme mať na pamäti aj to, že *Box-Jenkinsov* prístup vyžaduje, aby bol časový rad stacionárny a model invertibilný.

4.1.3 Verifikácia modelu (Diagnostic)

Pri overovaní kvality modelu je dôležité skontrolovať jeho rezíduá. Mali by byť viac-menej náhodné (*white noise*), teda nemali by byť korelované v čase. Na testovanie autokorelácie rezíduí existuje v *EViews* napr. funkcia *Correlogram-Q-statistic*. Ak má korelogram významný vrchol a následne sú *Q-štatistiky* vysoko významné, špecifikáciu modelu je potrebné znova upraviť. V prípade, že k dispozícii je dostatočne dlhý časový rad, kvalita odhadnutých modelov sa môže zhodnotiť aj na základe ich stability, teda ak parametre modelov odhadneme a porovnáme na kratších časových úsekoch.

4.1.4 Prognózovanie

Hlavnou funkciou *ARIMA* modelov je ich prognostická aplikácia. Ich kvalitu preto môžeme relevantne posúdiť až na základe porovnania presnosti prognózy so skutočnou hodnotou analyzovanej premennej. Na vyhodnotenie presnosti sa najčastejšie používa *stredná štvorcová chyba odhadu (Root Mean Squared Error- RMSE)* v nasledujúcom tvare:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^l (x_i - est\ x_i)^2}{l}}$$

kde *l* je počet období predpovedí a *est x_i* prognózovaná hodnota.

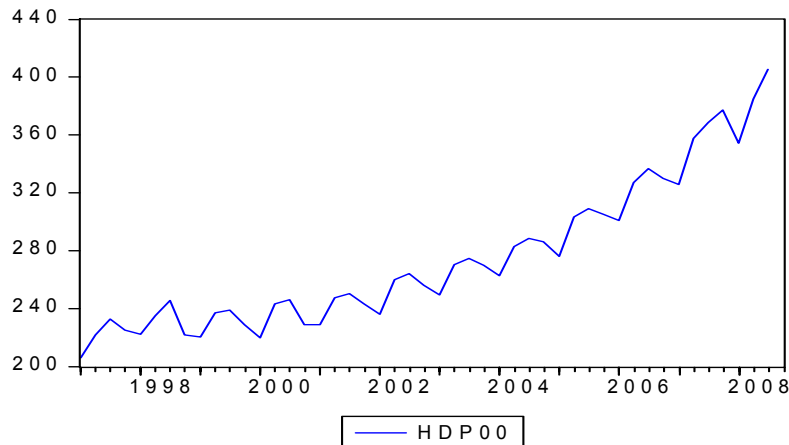
4.2 Konštrukcia ARIMA modelu pre rýchly odhad vývoja HDP

Predmetom modelovania bol časový rad HDP (*HDP00*), pre ktorý sú k dispozícii údaje za obdobie 1. štvrťrok 1997 až 2. štvrťrok 2008, čo spolu predstavuje 46 pozorovaní. Pri použití *ARIMA* modelov sa doporučuje analyzovať minimálne 50 pozorovaní [4], ale väčšina autorov odporúča analyzovať minimálne 100 pozorovaní [6, 7]. Vzhľadom na relatívnu krátkosť modelovaného časového radu majú prezentované

výsledky analýzy a konštrukcie *ARIMA* modelu pre rýchly odhad vývoja HDP zatiaľ experimentálny charakter.

Z grafu vývoja HDP (*Graf 1*) je zrejmé, že jeho časový rad je nestacionárny v úrovni (má rastúci trend) aj vo variabilite, ktorá tiež rastie v čase.

Graf 1 Reálny HDP, stále ceny získané reťazením objemov, v mld Sk



Nestacionaritu časového radu HDP potvrdzuje aj autokorelačná funkcia (*Graf 2*), vzhľadom na postupný pokles koeficientov autokorelácie.

Graf 2 Koeficienty ACF a PACF pre časový rad HDP

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. *****	. *****	1 0.871	0.871	37.265	0.000
. *****	. *	2 0.795	0.147	68.964	0.000
. *****	. *	3 0.737	0.079	96.886	0.000
. *****	. .	4 0.688	0.038	121.73	0.000
. ****	. **	5 0.577	-0.258	139.67	0.000
. ****	. .	6 0.508	0.024	153.90	0.000
. ****	. *	7 0.481	0.156	167.03	0.000
. ***	. .	8 0.436	-0.028	178.05	0.000
. ***	. **	9 0.336	-0.213	184.80	0.000
. **	. .	10 0.278	-0.012	189.54	0.000
. **	. .	11 0.249	0.053	193.45	0.000
. **	. *	12 0.216	0.068	196.46	0.000
. *	. *	13 0.127	-0.173	197.54	0.000
. *	. .	14 0.083	-0.039	198.02	0.000
. .	. .	15 0.061	0.015	198.28	0.000

Pre dosiahnutie stacionarity môžeme použiť logaritmickú transformáciu a prvé nesezónne diferencie. Stacionaritu takto transformovaného časového radu potvrdzuje aj *ADF* test jednotkového koreňa. Po grafickom znázornení autokorelačných koeficientov takto transformovaného časového radu HDP však vidíme silnú sezónnosť (*Graf 3*), koeficienty autokorelácie na miestach so sezónnym oneskorením postupne klesajú.

Pre dosiahnutie stacionarity sezónnej úrovne časového radu môžeme použiť prvé sezónne diferencie. *ACF* a *PACF* takto stacionarizovaného časového radu HDP, ktorý je stacionárny už aj zo sezónneho hľadiska, môžeme následne použiť pre identifikáciu vhodného modelu (*Graf 4*).

**Graf 3 Korelogram prvých diferencií časového radu reálneho HDP
[log(HDP00)-log(HDP00(-1))]**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. * .	. * .	1	-0.085 -0.085	0.3406	0.560
**** .	**** .	2	-0.659 -0.672	21.296	0.000
. * .	**** .	3	-0.098 -0.456	21.768	0.000
. *****	. ****	4	0.792 0.518	53.510	0.000
. .	. .	5	-0.022 0.026	53.534	0.000
**** .	. * .	6	-0.639 -0.130	75.293	0.000
. * .	. * .	7	-0.107 -0.094	75.914	0.000
. *****	. *	8	0.726 0.149	105.54	0.000
. .	. ** .	9	-0.054 -0.245	105.71	0.000
**** .	. *	10	-0.525 0.153	122.13	0.000
. * .	. * .	11	-0.126 -0.102	123.10	0.000
. *****	. * .	12	0.625 -0.063	147.84	0.000
. .	. .	13	-0.013 0.002	147.85	0.000
**** .	. .	14	-0.477 -0.014	163.23	0.000
. * .	. * .	15	-0.113 -0.082	164.12	0.000

**Graf 4 Korelogram stacionarizovaného časového radu reálneho HDP
(prvé nesezónne aj sezónne diferencie)**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
**** .	**** .	1	-0.506 -0.506	11.043	0.001
. *	. * .	2	0.145 -0.150	11.968	0.003
. **	. ****	3	0.254 0.361	14.908	0.002
**** .	. ** .	4	-0.488 -0.284	26.030	0.000
. ***	. .	5	0.429 0.047	34.868	0.000
. ** .	. * .	6	-0.267 -0.082	38.382	0.000
. .	. .	7	0.003 0.011	38.382	0.000
. *	. .	8	0.196 -0.004	40.395	0.000
. ** .	. .	9	-0.257 0.033	43.964	0.000
. **	. .	10	0.203 -0.032	46.275	0.000
. * .	. .	11	-0.084 -0.004	46.680	0.000
. * .	. .	12	-0.062 -0.037	46.907	0.000
. .	. * .	13	0.030 -0.177	46.962	0.000
. * .	. .	14	-0.061 -0.014	47.203	0.000
. .	. .	15	0.050 0.043	47.373	0.000

Pri identifikácii sa najskôr zameriame na výber sezónneho modelu. Negatívna autokorelácia na mieste s ročným oneskorením indikuje použitie *SMA* procesu (sezónneho *MA* procesu). Pre výber nesezónneho modelu je rozhodujúce, že koeficient *ACF* s posunom 1 je pomerne vysoký a negatívny, t.j. časový rad je mierne prediferencovaný. To naznačuje vhodnosť použitia *MA* modelu. Maximálny počet jeho parametrov určuje posledný významný, teda piaty koeficient autokorelácie.

Na základe analýzy grafov *ACF* a *PACF* možno navrhnúť niekoľko vhodných *ARIMA* modelov. Jedným z jednoduchších modelov, ktorý sa často používa ako východiskový, je model *ARIMA(0,1,1)(0,1,1)₄*, tzv. "Airline model". Ide o sezónny model exponenciálneho vyrovnávania, založený len na kĺzavých priemeroch. Okrem *MA* parametrov sa ako štatisticky významná javí aj konštanta, a to aj napriek tomu, že model s dvomi diferenciami zvyčajne konštantu neobsahuje (*Model 1*)³¹.

Model 1 ARIMA (0,1,1) (0,1,1)₄

Dependent Variable: DLOG(HDP00,1,4)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1998:2 2008:2
 Included observations: 41 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 8 iterations
 Backcast: 1997:1 1998:1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002155	0.000448	4.810801	0.0000
MA(1)	-0.609429	0.087907	-6.932651	0.0000
SMA(4)	-0.693884	0.108403	-6.400971	0.0000
R-squared	0.586523	Mean dependent var	-9.60E-05	
Adjusted R-squared	0.564761	S.D. dependent var	0.024972	
S.E. of regression	0.016474	Akaike info criterion	-5.303659	
Sum squared resid	0.010313	Schwarz criterion	-5.178276	
Log likelihood	111.7250	F-statistic	26.95180	
Durbin-Watson stat	2.304673	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted MA Roots	.91	.61	.00 -.91i	.00+.91i
	-.91			

Model 2 ARIMA (0,1,2) (0,1,1)₄

Dependent Variable: DLOG(HDP00,1,4)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1998:2 2008:2
 Included observations: 41 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 19 iterations
 Backcast: 1996:4 1998:1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002407	0.000135	17.83325	0.0000
MA(1)	-1.051208	0.062734	-16.75654	0.0000
MA(2)	0.095421	0.033600	2.839887	0.0073
SMA(4)	-0.777091	0.117528	-6.611965	0.0000
R-squared	0.667401	Mean dependent var	-9.60E-05	
Adjusted R-squared	0.640434	S.D. dependent var	0.024972	
S.E. of regression	0.014974	Akaike info criterion	-5.472543	
Sum squared resid	0.008296	Schwarz criterion	-5.305365	
Log likelihood	116.1871	F-statistic	24.74839	
Durbin-Watson stat	2.030883	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted MA Roots	.95	.94	.10	.00 -.94i

³¹ *EViews* poskytuje pri odhade *ARIMA* modelu rovnaký výstup ako pri použití metódy najmenších štvorcov, ktorá bola použitá pri odhade *ECM* modelu v 3. kapitole. Výstup s *AR* a *MA* špecifikáciami je však rozšírený o časť pod tabuľkou, ktorá obsahuje inverzné korene *AR* a *MA* polynómov. Ak je tieto možné jednoznačne vypočítať, odhadnutý model spĺňa podmienku stacionarity a invertibility.

Model 2 sa od *Modelu 1* odlišuje iba zahrnutím dvoch *MA* parametrov na rozdiel od jedného, čo pomohlo zvýšiť hodnotu koeficienta determinácie R^2 , teda percento vysvetlenia rozptylu modelovanej premennej. *Model 3* je zložitejší ako *Model 1* a *Model 2*, pretože zahŕňa aj parametre *AR* modelu, a tým mierne zvyšuje percento vysvetleného rozptylu.

Model 3 ARIMA (2,1,1) (1,1,1)₄

Dependent Variable: DLOG(HDP00,1,4)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1999:4 2008:2
 Included observations: 35 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 19 iterations
 Backcast: 1998:3 1999:3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-1.264138	0.142087	-8.896936	0.0000
AR(2)	-0.656177	0.139617	-4.699824	0.0001
SAR(4)	-0.346438	0.175452	-1.974539	0.0576
MA(1)	0.800602	0.133879	5.980021	0.0000
SMA(4)	0.686413	0.181098	3.790287	0.0007
R-squared	0.680094	Mean dependent var		0.002885
Adjusted R-squared	0.637440	S.D. dependent var		0.022874
S.E. of regression	0.013773	Akaike info criterion		-5.600673
Sum squared resid	0.005691	Schwarz criterion		-5.378481
Log likelihood	103.0118	Durbin-Watson stat		1.977167
Inverted AR Roots	.54 -.54i	.54+.54i	-.54+.54i	-.54+.54i
	-.63 -.51i	-.63+.51i		
Inverted MA Roots	.64 -.64i	.64 -.64i	-.64+.64i	-.64+.64i
	-.80			

Model 4 ARIMA (0,1,1) (0,1,1)₄

Dependent Variable: DLOG(HDP00,1,4)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1998:2 2008:2
 Included observations: 41 after adjusting endpoints
 Convergence achieved after 25 iterations
 Backcast: 1997:1 1998:1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	-0.417787	0.148693	-2.809740	0.0077
SMA(4)	-0.574395	0.153825	-3.734094	0.0006
R-squared	0.443356	Mean dependent var		-9.60E-05
Adjusted R-squared	0.429083	S.D. dependent var		0.024972
S.E. of regression	0.018868	Akaike info criterion		-5.055114
Sum squared resid	0.013885	Schwarz criterion		-4.971526
Log likelihood	105.6298	Durbin-Watson stat		2.019750
Inverted MA Roots	.87	.42		

Pri rozhodovaní o výbere modelu treba vziať do úvahy verifikáciu jednotlivých modelov z hľadiska rezíduí. V prípade *Modelu 2* naznačuje korelogram miernu autokoreláciu rezíduí, v prípade *Modelu 1* takmer žiadnu. Ak by sme z modelu odstránili ešte aj konštantu, v jeho rezíduách by sa nevyskytovala už žiadna korelácia. *Model 4*

predstavuje odhad "Airline modelu" bez konštanty. Z hľadiska analýzy rezíduí, aj z hľadiska minimalizácie penalizačných mier sa ako najlepší javí posledný odhadnutý sezónny model $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)_4$ bez konštanty.

Hodnotili sme aj stabilitu odhadnutých modelov. Obdobie na odhad sme skrátili o 1 a 2 štvrťroky, teda modely boli odhadnuté za obdobie 1. štvrťrok 1998 až 1. štvrťrok 2008 a 1. štvrťrok 1998 až 4. štvrťrok 2007. Parametre všetkých modelov zostali štatisticky významné a výrazne sa nezmenilo ani percento rozptylu, ktorý vysvetľujú.

Vzhľadom na krátkosť časového radu sme v prípade odhadnutých modelov HDP overili ich prognostickú presnosť len na prvých dvoch štvrťrokoch 2008 (Tabuľka 1).

Tabuľka 1 Porovnanie odhadu reálneho HDP so skutočnosťou, v mld Sk

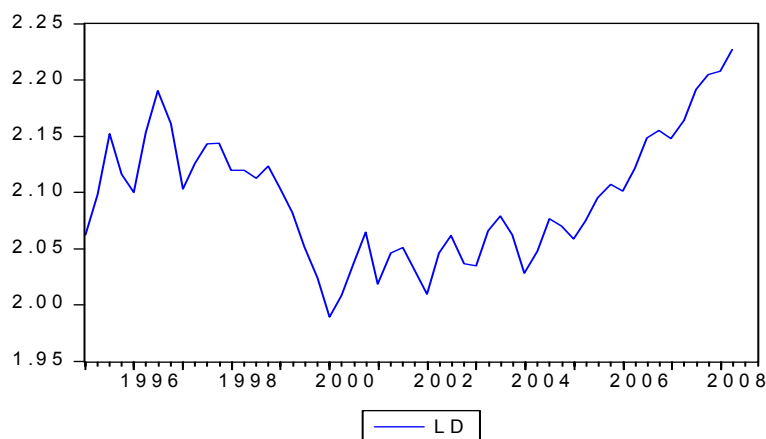
Obdobie	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	skutočnosť
2008:1	364.347	362.212	363.922	364.493	354.267
2008:2	395.217	394.254	399.668	391.097	384.951
RMSE	10.173	8.651	12.446	8.436	x

Najmenšiu chybu presnosti odhadu (*Root Mean Squared Error*) s veľkosťou 8.436 dosiahol najjednoduchší sezónny model $ARIMA(0,1,1)(0,1,1)$ bez konštanty.

4.3 Konštrukcia ARIMA modelov pre rýchly odhad vývoja zamestnanosti

Pre časový rad celkovej zamestnanosti podľa ESA95 (LD) je k dispozícii 54 štvrťročných pozorovaní (za obdobie 1. štvrťrok 1995 až 2. štvrťrok 2008), čo predstavuje lepšiu východiskovú pozíciu ako pri modelovaní časového radu HDP.

Graf 5 Celková zamestnanosť (ESA95), mil. osôb



Z *Grafu 5* je zrejmé, že analyzovaný časový rad je tiež nestacionárny v celkovej aj sezónnej úrovni, preto sme na jeho stacionarizáciu použili prvé nesezónne aj sezónne diferencie.

Na základe analýzy stacionarizovaného časového radu je vhodné zahrnúť do modelu sezónny člen *SMA*, keďže korelogram *ACF* vykazuje negatívnu autokoreláciu na miestach so sezónnou periódou. Nasledujúce dva modely (*Model 5* a *6*) sa z hľadiska všetkých kritérií týkajúcich sa kvality modelu javia ako najviac vyhovujúce, pričom oba spĺňajú podmienku stacionarity a invertibility.

Model 5 ARIMA (0,1,1) (0,1,1)₄

Dependent Variable: D(LD,1,4)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1996:2 2008:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 11 iterations

Backcast: 1995:1 1996:1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.501504	0.094674	5.297196	0.0000
SMA(4)	-0.925559	0.032311	-28.64534	0.0000
R-squared	0.427042	Mean dependent var		0.000514
Adjusted R-squared	0.414851	S.D. dependent var		0.022777
S.E. of regression	0.017423	Akaike info criterion		-5.222056
Sum squared resid	0.014268	Schwarz criterion		-5.144839
Log likelihood	129.9404	Durbin-Watson stat		2.175106
Inverted MA Roots	.98			

Model 6 ARIMA (1,1,2)(0,1,1)₄

Dependent Variable: D(LD,1,4)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1996:3 2008:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 36 iterations

Backcast: 1995:1 1996:2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002351	0.000451	5.211945	0.0000
AR(1)	0.752674	0.095611	7.872260	0.0000
MA(1)	-0.694191	0.147031	-4.721384	0.0000
MA(2)	-0.250149	0.138687	-1.803687	0.0783
SMA(4)	-0.948844	0.024743	-38.34839	0.0000
R-squared	0.590548	Mean dependent var		0.000176
Adjusted R-squared	0.552460	S.D. dependent var		0.022894
S.E. of regression	0.015316	Akaike info criterion		-5.421554
Sum squared resid	0.010086	Schwarz criterion		-5.226638
Log likelihood	135.1173	F-statistic		15.50462
Durbin-Watson stat	2.044858	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.75			
Inverted MA Roots	.99	.96	.00+.99i	-.00 -.99i
	-.26	-.99		

Model 5 je založený výlučne na kĺzavých priemeroch a dosahuje takmer rovnaké percento vysvetleného rozptylu ako najlepší z odhadnutých modelov pre odhad HDP (*Model 4*). Špecifikácia *Modelu 6* je bohatšia, zahŕňa aj AR model a konštantu. Vysvetľuje takmer 60% rozptylu celkovej zamestnanosti, pričom penalizačné miery sú v prípade *Modelu 6* len mierne vyššie ako pre *Model 5*. Aj pri porovnaní strednej štvorcovej chyby odhadu sa ako lepší model potvrdil *Model 6*, keď dosiahol menšiu veľkosť RMSE a to 0.012 (*Tabuľka 2*).

Tabuľka 2 **Porovnanie odhadu celkovej zamestnanosti so skutočnosťou, v mil. osôb**

Obdobie	<i>Model 5</i>	<i>Model 6</i>	skutočnosť
2008:1	2.188404	2.196858	2.207735
2008:2	2.238177	2.240306	2.226915
RMSE	0.016	0.012	x

5. Záver

Hlavným cieľom riešenia projektu v roku 2008 bola konštrukcia a kvantifikácia modelového aparátu, ktorý bude podporne využitelný na zostavovanie rýchlych odhadov vývoja HDP a celkovej zamestnanosti. Východiskom pre jeho konštrukciu a kvantifikáciu boli výsledky KSP, teda informácie kvalitatívneho charakteru. Ukazuje sa však, že ďalšie informácie špecifického charakteru možno pre zostavovanie rýchlych odhadov získať aj prostredníctvom konštrukcie modelového aparátu založeného na Box-Jenkinsovej metodológii.

Na základe výsledkov riešenia 1. etapy projektu možno konštatovať, že výsledky KSP, menovite indikátor ekonomického sentimentu, indikátor očakávaného vonkajšieho dopytu a indikátory očakávanej zamestnanosti v priemysle, stavebníctve a maloobchode, predstavujú z hľadiska konštrukcie modelového aparátu a tým aj pre zostavovanie rýchlych odhadov relevantný zdroj informácií. Jedná sa totiž o indikátory, ktoré sú štatisticky významné pre vysvetlenie odchýlok vývoja uvedených dvoch základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky od ich dlhodobých trendov.

Zo záverov však zároveň vyplýva, že výroková schopnosť modelového aparátu, ktorý je založený na informáciách získaných z výsledkov KSP, je objektívne limitovaná. Závisí totiž predovšetkým od stupňa presnosti aproximácie dlhodobého trendu vývoja vysvetľovanej premennej vhodnou deterministickou funkciou, keďže indikátor ekonomického sentimentu resp. indikátory očakávanej zamestnanosti v priemysle, stavebníctve a maloobchode sú schopné vysvetliť "len" odchýlky vývoja HDP resp. celkovej zamestnanosti od ich dlhodobého trendu. Je zrejmé, že tento "handicap" bude negatívne ovplyvňovať výrokovú schopnosť modelového aparátu vytvoreného na báze KSP najmä v takých obdobiach, v ktorých bude dochádzať k výrazným zmenám (zlomom resp. obratom) v dlhodobých trendoch HDP a celkovej zamestnanosti. V dôsledku globálnej finančnej krízy boli takéto príznaky vo vývoji HDP a celkovej zamestnanosti zaznamenané koncom roku 2008 aj v slovenskej ekonomike.

Na meniacu sa realitu je nevyhnutné reagovať aj zmenou prístupu ku konštrukcii modelového aparátu na rýchle odhady. Jedna z dostupných možností ako ho adekvátne prispôbiť novej realite spočíva v tom, že namiesto informácií kvalitatívneho charakteru vyplývajúcich z KSP sa na jeho konštrukciu a kvantifikáciu využijú informácie kvantitatívneho charakteru, ktoré vyplývajú z mesačných časových radov

relevantných makroekonomických a odvetvových ukazovateľov. To znamená, že - v súlade s harmonogramom riešenia projektu - budú v roku 2009 východiskom pre jeho konštrukciu mesačné časové rady takých odvetvových ukazovateľov, ktoré spravidla významným spôsobom determinujú vývoj HDP - jednak z hľadiska ponuky (priemyselná produkcia a stavebná produkcia), jednak z hľadiska dopytu (maloobchodný obrat a vývoz tovarov) - a vývoj celkovej zamestnanosti (zamestnanosť a priemerná mesačná nominálna mzda vo vybraných odvetviach hospodárstva).

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. HAMILTON, J. D.: Time Series Analysis. Princeton University Press, 1994.
8. Konjunkturálne prieskumy - Priemysel, Stavebníctvo, Obchod, Služby. ŠÚ SR. Tiež: Internet: (<http://portal.statistics.sk>).
9. Modelový aparát na rýchle odhady vývoja HDP a zamestnanosti (Využitie konjunkturálnych prieskumov a zložených indikátorov). INFOSTAT, november 2005.
10. The Joined Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. European Economy, 6, 1997, § 2.4 and Annexes A.2-A.5.

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 najpoužívanejší je *Augmented Dickey – Fullerov (ADF)* test. Jeho použitie na testovanie prítomnosti (existencie) 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 na príslušnej hladine významnosti je potrebné zamietnuť hypotézu o neprítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade. 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 okrem časového radu indikátora očakávaného vonkajšieho dopytu (IOVD) a časového radu indikátora očakávanej zamestnanosti v stavebníctve (IOZST), ktoré sú stacionárne, sú časové rady ostatných reálnych premenných vystupujúcich v prezentovaných modeloch 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 prvých diferencií týchto premenných sú stacionárne. Výsledky ADF testu pre jednotlivé premenné, ktoré poskytol programový systém *EViews*, sú uvedené v nasledujúcej tabuľke.

Premenná	úroveň		1. diferencia	
	formát	t-štatistika	formát	t-štatistika
HDP00	C,T	-1.919158	C,T	-11.60771 ^{Z1}
ESI4	C,T	-2.233666	C,T	-5.175657 ^{Z1}
ESI5	C,T	-2.606050	C,T	-3.819366 ^{Z5}
IOVD	C,T	-4.370825 ^{Z1}		
LD	C,T	-1.379663	C,T	-8.159616 ^{Z1}
IOZPR	C,T	-2.440218	C,T	-5.024686 ^{Z1}
IOZST	C,T	-4.736007 ^{Z1}		
IOZMO	C,T	-2.696341	C,T	-6.795580 ^{Z1}

Poznámka:

C – konštanta, T – trend, ^{Z1} - jednotkový koreň zamietnutý na hladine významnosti 1%, ^{Z5} - jednotkový koreň zamietnutý na hladine významnosti 5%, ^{Z10} - jednotkový koreň zamietnutý na hladine významnosti 10%, voľba o zamietnutí nulovej hypotézy prítomnosti jednotkového koreňa uskutočnená na základe *MacKinnonových* kritických hodnôt

II. Testovanie kointegrácie časových radov

Ako už bolo uvedené na inom mieste tohto dokumentu, modelové vzťahy na rýchle odhady boli odhadnuté v dvoch krokoch. V prvom kroku boli kvantifikované parametre dlhodobého rovnovážneho vzťahu medzi endogénnou premennou a príslušnými vysvetľujúcimi premennými. Rezíduá vyplývajúce z dlhodobého rovnovážneho vzťahu boli v druhom kroku využité pri odhade konečného modelového vzťahu v tvare ECM.

Vzhľadom na to, že dlhodobý rovnovážny vzťah je založený na pôvodných časových radoch, ktoré sú nestacionárne, bolo potrebné overiť, 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. (Koefficientmi lineárnej kombinácie sú odhadnuté parametre z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, ktoré sú zložkami tzv. kointegračného vektora). Celkove sa jedná o 4 testy kointegrácie, ktoré boli založené na 4 časových radoch rezíduí vyplývajúcich z príslušných 4 dlhodobých rovnovážnych vzťahov. Výsledky týchto testov, ktoré boli získané tiež pomocou programového systému *EViews*, sú uvedené v nasledovnej tabuľke.

Premenná	úroveň	
	formát	t-štatistika
RESHDP00_lin	NONE	-6.006986 ^{Z1}
RESHDP00_par	NONE	-6.110221 ^{Z1}
RESLD_lin	NONE	-4.802507 ^{Z1}
RESLD_par	NONE	-4.621509 ^{Z1}

Poznámka:

NONE - bez konštanty a bez trendu, ^{Z1} - jednotkový koreň zamietnutý na hladine významnosti 1%, ^{Z5} - jednotkový koreň zamietnutý na hladine významnosti 5%, ^{Z10} - jednotkový koreň zamietnutý na hladine významnosti 10%, voľba o zamietnutí nulovej hypotézy prítomnosti jednotkového koreňa uskutočnená na základe *MacKinnonových* kritických hodnôt

Vydal: Inštitút informatiky a štatistiky, Dúbravská cesta 3
845 24 Bratislava

V edícii: Aktá

Pod číslom: 16

Vedúci redaktor: Ing. Michal Olexa, PhD.

Výkonný redaktor: Ing. Ján Haluška, PhD.

Počet strán: 74

Počet výtlačkov: 7

Tlač: Inštitút informatiky a štatistiky Bratislava

ISBN 978-80-89398-06-5
EAN 9788089398065

35-2008-A/16

ISBN 978-80-89398-06-5

