

Spotrebná funkcia ako nástroj na rýchly odhad konečnej spotreby domácností¹

Ján HALUŠKA*

Consumption Function as an Instrument for Flash Estimates of Final Consumption of Households

Abstract

The flash estimates of main macroeconomic indicators represent an integral part of officially available statistical information in countries of EU-27. They are compiled by means of model tools in countries of the former EU-15 and the same standard should be achieved also in other countries of the current EU-27. In Slovakia, the econometric modelling started in this field in 2004. The main objective of this activity is to create a specific model framework supporting the preparation of flash estimates for GDP and some other basic macroeconomic indicators of the Slovak economy. In the article the methodological approach and two econometric-type models based on quarterly data in the form of Error Correction Model (ECM) are presented and interpreted. As far as explanatory variables are concerned, it is important that they all are available before the flash estimates in reference quarter are compiled.

Keywords: *econometric model, quarterly time series, seasonality, stacionarity, co-integration, regression analysis, gross domestic product*

JEL Classification: C12, C13, C22, C51, E21, E31

Úvod

Rýchle odhady vývoja základných makroekonomických ukazovateľov predstavujú vo všetkých členských štátoch EÚ 27 integrálnu a nezastupiteľnú súčasť oficiálne dostupných štatistických informácií. Ide o rýchle odhady HDP a celkovej zamestnanosti v metodike ESNÚ 95, ktoré Eurostat v súčasnosti požaduje od

* Ján HALUŠKA, Inštitút informatiky a štatistiky, Dúbravská cesta 3, 842 21 Bratislava 4; e-mail: haluska@infostat.sk

¹ Tieto výsledky vznikli s podporou Agentúry pre podporu výskumu a vývoja na základe zmluvy č. APVV-0032-07.

členských štátov EÚ do 38 dní po skončení referenčného štvrťroka. Vzhľadom na to, že štatistické úrady členských štátov ešte nemajú v danom časovom horizonte z objektívnych dôvodov k dispozícii všetky potrebné zdroje údajov o vývoji HDP, resp. celkovej zamestnanosti v referenčnom štvrťroku, zostavovanie rýchlych odhadov je nevyhnutne odkázané na využívanie rôznych druhov matematicko-štatistických a ekonometrických techník a postupov.

V tomto príspevku sú prezentované a interpretované výsledky konštrukcie dvoch modelových nástrojov, ktoré sú podporne využiteľné na rýchly odhad vývoja konečnej spotreby domácností v stálych cenách a deflátoru konečnej spotreby domácností v podmienkach SR. Podstata, význam a prax zostavovania rýchlych odhadov v zahraničí a u nás sú stručne charakterizované v prvej časti príspevku. O modelovaní spotrebiteľského dopytu v našich podmienkach pojednáva druhá časť a špecifikáciou modelových vzťahov na rýchly odhad konečnej spotreby domácností a jej deflátoru sa zaoberá tretia časť tohto príspevku. Metodologický postup konštrukcie modelových vzťahov je obsahom štvrtej časti a výsledky ich konštrukcie sú uvedené a interpretované v piatej časti príspevku.

1. Podstata, význam a prax zostavovania rýchlych odhadov

Rýchly odhad (*flash estimate*) je definovaný ako prvotný, resp. skorý odhad vývoja určitého, spravidla makroekonomického ukazovateľa v referenčnom období, ktoré je – z hľadiska vzťahu k súčasnosti – najaktuálnejšie. Z definície rýchleho odhadu zároveň vyplýva, že termín jeho zverejnenia by mal mať značný časový predstih oproti termínu (prvého) zverejnenia oficiálnych informácií o skutočnom vývoji daného ukazovateľa v referenčnom období (Shearing, 2003).

Základným atribútom rýchleho odhadu je teda to, že je založený na neúplných informáciách. Inými slovami, ide o odhad využívajúci výlučne tie informácie, ktoré sú o vývoji relevantných faktorov v referenčnom štvrťroku k dispozícii v čase zostavovania rýchleho odhadu.

Pokiaľ ide o súčasnú prax, členské štáty EÚ 27 zostavujú na štvrťročnej báze rýchle odhady HDP a celkovej zamestnanosti, ktoré musia zverejniť v čase $t + 38$ dní po skončení referenčného štvrťroka.² V porovnaní s informáciami o ich skutočnom vývoji, ktoré sú povinné zverejniť v čase $t + 60$ dní po skončení referenčného štvrťroka, je to zhruba o tri týždne skôr. Hlavný význam rýchlych odhadov HDP a celkovej zamestnanosti teda spočíva v tom, že môžu s relatívne veľkým časovým predstihom signalizovať potenciálny odklon skutočného od očakávaného makroekonomického vývoja. Majú teda význam aj z hľadiska

² Dlhodobý cieľ je $t + 30$ dní po skončení referenčného štvrťroka (súčasná prax v USA a vo Veľkej Británii) s tým, že by sa mala v maximálne možnej miere zachovať presnosť rýchleho odhadu.

včasnej identifikácie tzv. bodov obratu (*turning points*), a preto sa ich zostavovanie považuje za dôležitú súčasť analýzy hospodárskeho cyklu. Pochopiteľne, aby sa účel ich zostavovania mohol komplexne naplniť, mali by sa vyznačovať dostatočnou mierou presnosti.

V jednotlivých členských štátoch EÚ 27 má zostavovanie rýchlych odhadov rôzne dlhú históriu. Kým v niektorých krajinách EÚ 15 (Holandsko a Veľká Británia) sa rýchle odhady zostavujú už takmer 30 rokov, v nových členských štátoch bol vývoj iný, keďže táto problematika sa pre ne stala aktuálnou až po ich vstupe do EÚ. V krajinách EÚ 15 sa na zostavovanie rýchlych odhadov využívajú rôzne modelové prístupy a nástroje, ktoré sú z metodologického hľadiska založené na analýzach časových radov. Rovnaký štandard by sa mal postupne dosiahnuť aj v nových členských štátoch EÚ, aby sa v rámci celej EÚ zabezpečila nielen ich dostupnosť v požadovaných termínoch, ale aj ich primeraná kvalita.

Modelové prístupy a nástroje používané v krajinách EÚ 15 sú koncepcne zhodné v tom, že rýchle odhady HDP umožňujú zostaviť dvoma spôsobmi, a to priamo, alebo nepriamo (Scheiblecker a Steindl, 2006). Pri priamom spôsobe je rýchly odhad HDP výsledkom aplikácie agregátneho modelového vzťahu, pri nepriamom spôsobe vzniká pomocou dezagregovaných modelových vzťahov, ktoré zobrazujú vývoj jednotlivých zložiek štruktúry HDP z hľadiska výrobnjej, výdavkovej a dôchodkovej metódy. Rýchly odhad HDP je potom výsledkom agregácie rýchlych odhadov jednotlivých zložiek v rámci každej z uvedených troch metód zostavovania HDP.

Konštrukcia týchto modelových nástrojov je z metodologického hľadiska založená na kombinovaní rôznych prístupov, pretože univerzálny metodologický postup, ktorého výsledkom by bol určitý prototyp modelového nástroja, neexistuje. Najčastejšie ide o využitie modelov ADL, resp. VAR v kombinácii s modelmi ARIMA, pričom cieľom je nájsť, resp. vytvoriť „dobrý“ model.

Za „dobrý“ sa považuje model, ktorý je jednoduchý (nemá veľa vysvetľujúcich premenných), interpretovateľný, má dobré „štatistické vlastnosti“ (vrátane robustnosti) a dobré predikčné schopnosti (*now-casting*). Okrem toho by mal byť používateľsky komfortný, teda mal by minimalizovať počet nutných interakcií s bázou dát a používateľom počas jeho praktickej aplikácie. Pokiaľ ide o vysvetľujúce premenné, zhoda existuje v tom, že špecifikácia „dobrého“ modelu musí obsahovať *hard* ukazovatele, teda štatistické ukazovatele kvantitatívneho charakteru. Tie by mali byť doplnené *soft* ukazovateľmi, čiže ukazovateľmi kvalitatívneho charakteru, ktoré sú výsledkom konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov (Bacchini a Ladiray, 2008).

Skúsenosti však ukazujú, že ani „dobrý“ model nemusí byť vždy, resp. v každej situácii úplne najvhodnejším nástrojom na zostavenie dostatočne presného

rýchleho odhadu. Kvôli tomu sa odporúča, aby rýchly odhad nebol založený len na výsledkoch jedného (toho istého) modelu, ale aby bol kombináciou výsledkov získaných pomocou viacerých „dobrých“ modelov (Bacchini et al., 2009).

V podmienkach SR je problematika rýchlych odhadov v kompetencii Štatistického úradu SR (ŠÚ SR), ktorý v tejto oblasti spolupracuje s NBS a MF SR. V rezorte ŠÚ SR sa výskumom v oblasti konštrukcie a použitia modelových nástrojov na rýchle odhady vývoja základných makroekonomických ukazovateľov zaoberá od vstupu SR do EÚ, teda od roku 2004, Inštitút informatiky a štatistiky (INFOSTAT) v Bratislave. Modelové nástroje na rýchle odhady HDP a celkovej zamestnanosti, ktoré INFOSTAT vyvíjal a používal v rokoch 2004 – 2008, boli založené prevažne na výsledkoch konjunkturálnych a spotrebiteľských prieskumov (KSP), teda na informáciách kvalitatívneho charakteru.

Ukázalo sa však, že výroková schopnosť modelových nástrojov založených na báze KSP je objektívne limitovaná hlavne v takých obdobiach, v ktorých dochádza k výrazným zmenám (obratom, resp. zlomom) v dlhodobých trendoch vývoja modelovaných ukazovateľov. V rozhodujúcej miere totiž závisí od stupňa presnosti aproximácie dlhodobého trendu ich vývoja vhodnou deterministickou funkciou. Napríklad indikátor ekonomického sentimentu, ktorý je hlavným kompozitným indikátorom vyplývajúcim z KSP, je síce štatisticky významný vysvetľujúci faktor, ale je schopný vysvetliť „len“ odchýlky vývoja HDP od jeho dlhodobého trendu (Haluška a kol., 2008; Haluška, 2009). Tento „hendikep“ modelového aparátu založeného na báze KSP sa naplno prejavil v roku 2008, v ktorom došlo vplyvom globálnej finančnej a hospodárskej krízy k obratu v dlhodobom trende vývoja HDP aj v SR.

Výrazné zmeny, ktoré nastali vo vývoji ekonomiky SR po roku 2008, si vynútili využívať pri konštrukcii modelového aparátu na rýchle odhady HDP (vrátane jednotlivých zložiek štruktúry jeho tvorby a použitia a ich deflátorov) a celkovej zamestnanosti širšie spektrum štatistických údajov. Preto sa okrem informácií kvalitatívneho charakteru začali na jeho konštrukciu využívať od roku 2009 aj informácie kvantitatívneho charakteru, ktoré vyplývajú z mesačných časových radov relevantných makroekonomických a odvetvových ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Haluška a kol., 2010; 2011).

2. Modelovanie vývoja spotrebiteľského dopytu v podmienkach Slovenskej republiky

Úroveň spotrebiteľského dopytu v určitom období (štvrtroku, resp. roku) vyjadruje konečná spotreba domácností. Ekonometrické modelovanie spotrebiteľského dopytu vychádza z teórie spotreby, ktorá je súčasťou ekonomickej teórie.

Tá vo všeobecnosti hovorí, že ľudia zvyšujú svoje spotrebiteľské výdavky preto, lebo sa zvyšuje ich disponibilný príjem, avšak nezvyšujú ich o toľko, o koľko vzrastie ich disponibilný príjem (príjem po zdanení). Pokiaľ ide o aplikovaný výskum v oblasti modelovania ekonomického vývoja, v SR má z objektívnych dôvodov relatívne krátku históriu. Predpoklady na konštrukciu modelových nástrojov a ich systematické využívanie vznikali totiž postupne, jednak v závislosti od rozširovania štatistickej údajovej základne a zvyšovania jej kvality, jednak v súvislosti so znižovaním nestability vývoja samotných makroekonomických ukazovateľov v nadväznosti na postupujúci proces ekonomickej transformácie.

Model, ktorý sa používa na zobrazenie vývoja konečnej spotreby domácností (KSD), sa v odbornej literatúre nazýva *spotrebná funkcia* (Hatrák, 2007). Jej teoretický koncept je dnes všeobecne známy a aj v našich podmienkach existujú už viaceré výsledky jej konštrukcie a aplikácie (Gavura a Tkáč, 1999; Haluška, Olexa a Orságová, 2001; Ďuraš a kol., 2005; Senaj, 2008). Na kvantifikáciu parametrov spotrebnej funkcie boli vo všetkých uvedených prípadoch využité štvrtročné časové rady, pričom hlavnou vysvetľujúcou premennou v jej špecifikácii sú reálne disponibilné príjmy obyvateľstva. V praxi sa takáto spotrebná funkcia využíva predovšetkým ako nástroj na prognózovanie krátkodobého vývoja KSD, teda vývoja spotrebiteľského dopytu v časovom horizonte, spravidla do jedného roka (vzhlľadom na známu skutočnosť).

Využitie takto špecifikovanej spotrebnej funkcie na rýchle odhady vývoja KSD je však problematické. Štatistické údaje o vývoji reálnych disponibilných príjmov obyvateľstva v referenčnom štvrtroku sú totiž zverejňované až v čase $t + 60$ dní po jeho skončení, z čoho je zrejmé, že v časovom intervale, ktorý je vymedzený na zostavenie rýchleho odhadu, ešte nie sú k dispozícii. Aby rýchly odhad vývoja KSD mal atribúty, ktoré má mať podľa definície, je potrebné reálne disponibilné príjmy obyvateľstva v špecifikácii spotrebnej funkcie nahradiť, resp. aproximovať takým vecne príbuzným ukazovateľom, ktorého vývoj v referenčnom štvrtroku je v čase zostavovania rýchleho odhadu KSD (v tom istom štvrtroku) už známy.

Avšak nielen informácie o reálnych disponibilných príjmoch obyvateľstva, ale aj o všetkých ďalších ukazovateľoch, ktoré sú zverejňované so štvrtročnou periodicitou, sú k dispozícii až v čase $t + 60$ dní po skončení referenčného štvrtroka. Preto je nevyhnutné obrátiť pozornosť k tým informáciám, ktoré sú zverejňované na mesačnej báze. Vývoj relevantných mesačných ukazovateľov, pomocou ktorých je možné aproximovať vplyv reálnych disponibilných príjmov obyvateľstva, je totiž vo všetkých troch mesiacoch referenčného štvrtroka v čase zostavovania rýchleho odhadu už známy. Ide predovšetkým o odvetvové ukazovatele kvantitatívneho a kvalitatívneho charakteru, ktoré sa štatisticky sledujú s mesačnou periodicitou.

Samozrejme, problém neúplnosti informácií v čase zostavovania rýchlych odhadov by bolo možné riešiť aj iným spôsobom. Ak ide o rýchly odhad KSD, ponúka sa napríklad možnosť využiť extrapoláciu vývoja reálnych disponibilných príjmov obyvateľstva v referenčnom štvrtroku. Ako je však známe, nepresnosť extrapolácie je vždy jedným zo zdrojov chyby predikcie, a preto by mohla byť aj zdrojom chyby, resp. nepresnosti rýchleho odhadu, ktorý je v podstate predikciou na jedno obdobie dopredu.

Hlavným argumentom v prospech toho, aby rýchle odhady boli založené na využití informácií vyplývajúcich z vývoja mesačných ukazovateľov, je snaha o vzájomnú prepojenosť, resp. spätnú väzbu, ktorá by mala reálne existovať medzi mesačnými ukazovateľmi odvetvového charakteru a štvrtročnými ukazovateľmi makroekonomického charakteru.³ Konštrukcia a kvantifikácia parametrov spotrebnej funkcie týmto spôsobom totiž ukáže, či a do akej miery sú štatistické informácie z odvetví relevantným podkladom na zostavovanie rýchlych odhadov a krátkodobých predikcií vývoja na makroúrovni.

Ďalšia nepochybná výhoda tohto prístupu spočíva v tom, že ak sa daná spätná väzba preukáže ako štatisticky významná, nie sú potrebné žiadne extrapolácie, čím sa zároveň eliminuje potenciálne významný zdroj chyby, resp. nepresnosti rýchleho odhadu.

3. Špecifikácia modelových vzťahov na rýchly odhad konečnej spotreby domácností a jej deflátor

Východiskom konštrukcie modelových vzťahov na rýchly odhad KSD a rýchly odhad deflátoru KSD boli hypotézy, ktoré boli predmetom štatistického testovania. Na testovanie hypotéz sme použili pôvodné časové rady príslušných ukazovateľov za obdobie 1. štvrtrok 2000 až 2. štvrtrok 2010 (v kombinácii so sezónnymi premennými), ktoré boli vyjadrené vo forme bázičných indexov so základom priemer roku 2000 = 100.

Konštrukcia modelového vzťahu na rýchly odhad objemu KSD je založená na východiskovej hypotéze, že reálne disponibilné príjmy domácností sú hlavným faktorom, ktorý determinuje vývoj objemu KSD. Avšak, keďže v čase zostavovania rýchleho odhadu nie sú údaje o nich v referenčnom štvrtroku ešte k dispozícii, ich vplyv musí byť aproximatívne vyjadrený prostredníctvom iných relevantných informácií, ktoré sú v čase prípravy rýchleho odhadu už známe. V tejto súvislosti prichádza do úvahy tzv. *reálna mzdová báza* v užšom zmysle, ktorú možno odvodiť pomocou zamestnanosti a priemernej mesačnej nominálnej mzdy

³ To si vyžaduje transformovať mesačné časové rady odvetvových ukazovateľov na štvrtročné časové rady.

v 10 vybraných odvetviach,⁴ pričom sa zohľadní vplyv inflácie na spotrebiteľskom trhu.⁵ O reálnej mzdovej báze v užšom zmysle možno hovoriť preto, lebo zamestnanosť v uvedených 10 vybraných odvetviach predstavuje zhruba 60 % z celkovej zamestnanosti v slovenskej ekonomike.

Východiskovú hypotézu možno rozšíriť, pretože teoreticky prichádza do úvahy, aby boli do špecifikácie spotrebnej funkcie zaradené aj ďalšie vysvetľujúce premenné. Spomedzi ukazovateľov kvantitatívneho charakteru je to napríklad počet nezamestnaných osôb, resp. miera nezamestnanosti, v rámci ukazovateľov kvalitatívneho charakteru ide o indikátor spotrebiteľskej dôvery obyvateľstva, ktoré možno považovať za vysvetľujúce faktory s modifikujúcim vplyvom na vývoj objemu KSD.⁶

Konštrukcia modelového vzťahu na rýchly odhad deflátoru KSD je založená na východiskovej hypotéze, že jeho hlavným vysvetľujúcim faktorom je index spotrebiteľských cien tovarov a služieb. Aj v tomto prípade možno východiskovú hypotézu rozšíriť, pretože za vysvetľujúce faktory možno teoreticky považovať aj tzv. nominálnu mzdovú bázu v 10 vybraných odvetviach, alebo vzťah medzi príjmami a výdavkami štátneho rozpočtu. Deflátor KSD je totiž špecifický indikátor inflácie a obidva uvedené faktory môžu mať na vývoj deflátoru KSD modifikujúci vplyv, pretože obidva predstavujú potenciálny zdroj zmien v jeho vývoji zo strany dopytu.

Popri ekonomickej teórii slúžili ako východisko na špecifikáciu obidvoch modelových vzťahov aj výsledky štatistických analýz a testov vlastností časových radov uvedených ukazovateľov. V súlade s očakávaním sa totiž ukázalo, že vývoj jednotlivých časových radov je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti, teda pravidelným sezónnym vzostupom, resp. poklesom v tých istých štvrťrokoch každého roka.⁷

Na druhej strane, výsledky ADF testu ukázali, že časové rady vysvetľovaných premenných aj všetkých spomenutých potenciálnych vysvetľujúcich faktorov sú nestacionárne, t. j. vykazujú prítomnosť tzv. jednotkového koreňa.⁸ Presnejšie

⁴ Ide o týchto 10 odvetví: priemysel, stavebníctvo, predaj a oprava motorových vozidiel, veľkoobchod, maloobchod, ubytovanie, činnosti reštaurácií a pohostinstiev, doprava a skladovanie, informácie a komunikácia, vybrané trhové služby.

⁵ Medzi reálnymi disponibilnými príjmami domácností a tzv. reálnou mzdovou bázou v užšom zmysle existuje veľmi vysoká miera štatistickej závislosti, o čom svedčí koeficient korelácie, ktorý v analyzovanom období dosiahol 0.925.

⁶ Spomenúť možno aj objem spotrebiteľských úverov, ktorý predstavuje tiež významný zdroj financovania konečnej spotreby domácností. Ide o ukazovateľ kvantitatívneho charakteru, ktorý NBS sleduje na mesačnej báze, problém však spočíva v tom, že v čase zostavovania rýchleho odhadu nie je jeho vývoj v referenčnom štvrťroku ešte známy.

⁷ Nástrojom sezónnej analýzy bola metodológia *TRAMO/SEATS*, ktorá je implementovaná v programovom systéme *EViews*.

povedané, ide o integrované časové rady typu $I(1)$, čo znamená, že časové rady ich prvých diferencií sú stacionárne, teda typu $I(0)$. Z metodologického hľadiska je preto na konštrukciu obidvoch modelových nástrojov vhodný prístup založený na princípoch kointegrácie, ktorý vedie k modelom s korekciou chyby (*ECM*) (Arlt, 1999; Asteriou a Hall, 2007; Hatrák, 2007 a ďalší).

4. Metodologický postup konštrukcie modelových vzťahov

Metodologický postup konštrukcie a odhadu parametrov modelových vzťahov v tvare *ECM* je založený na algoritme, ktorý navrhli *R. Engle* a *C. Granger* (1987) a ktorý tvorí postupnosť dvoch krokov. V prvom kroku sa odhadne dlhodobý rovnovážny vzťah medzi (vecne príbuznými) nestacionárnymi premennými, ktorého špecifikácia vychádza z ekonomickej teórie. Odhadnuté parametre dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. V druhom kroku sa pomocou časového radu rezíduí, vyplývajúceho z dlhodobého vzťahu, oneskoreného o jedno obdobie (štvrt'rok), odhadne ekonometrický model v tvare *ECM*, v ktorom je odchýlka od dlhodobej rovnováhy, objavujúca sa v jednom období, čiastočne korigovaná v nasledujúcom období.

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

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

kde

X_t – vysvetľujúca premenná⁹

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

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

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

resp.

⁸ Časový rad sa považuje za stacionárny, ak sú jeho stochastické vlastnosti invariantné voči času, t. j. jeho priemer, rozptyl a kovariancia nezávisia od času. Inými slovami, napriek pribúdajúcemu počtu pozorovaní v časovom rade nemajú uvedené tri popisné charakteristiky tendenciu meniť sa (rásť alebo klesať).

⁹ V skutočnosti bude X matica obsahujúca určitú kombináciu vysvetľujúcich premenných, v ktorej sú zastúpené reálne premenné kvantitatívneho charakteru, kvalitatívneho charakteru a pomocné premenné. Pomocnými premennými sú štyri sezónne premenné (*SD1*, *SD2*, *SD3* a *SD4*) a časový trend (*TIME*).

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

kde

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

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

e_t – náhodná (reziduálna) premenná s rovnakými vlastnosťami ako u_t .

Všetky premenné, ktoré vystupujú vo vzťahu (2), sú stacionárne. Náhodná premenná u_t je stacionárna (z definície) a premenné X_t a Y_t , ktoré sú vyjadrené v tvare ich prvých diferencií, sú tiež stacionárne, pretože diferencovanie je transformácia, ktorou sa z nestacionárnej premennej stáva stacionárna premenná. Je však potrebné zistiť, či náhodná premenná u_t , ktorá reprezentuje časový rad rezíduí zo vzťahu (1), je skutočne (nielen z definície) stacionárna, keďže v dlhodobom rovnovážnom vzťahu vystupujú časové rady, ktoré sú nestacionárne. Poznať odpoveď na túto otázku si vyžaduje overiť, či časové rady premenných X_t a Y_t sú kointegrované. Inými slovami, je potrebné štatisticky overiť, či časový rad rezíduí predstavujúci rozdiel medzi časovým radom endogénnej premennej a časovým radom, ktorý vznikol ako lineárna kombinácia jej vysvetľujúcich premenných, je stacionárny časový rad. Koeficientmi lineárnej kombinácie sú zložky tzv. kointegračného vektora, teda odhadnuté parametre dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

Na testovanie kointegrácie časových radov sme využili *Engleov-Grangerov (EG)* test. Nulová hypotéza predpokladá, že časové rady premenných v dlhodobom vzťahu nie sú kointegrované, teda že časový rad rezíduí nie je stacionárny. Testovanie kointegrácie pomocou *EG* testu je založené na porovnaní hodnoty vypočítanej *t*-štatistiky s *MacKinnonovou* kritickou hodnotou, ktorá však nie je totožná s kritickou hodnotou používanou pri testovaní prítomnosti jednotkového koreňa v časovom rade (MacKinnon, 2010).¹⁰

Charakteristickou vlastnosťou modelov s členom korigujúcim chyby je skutočnosť, že na základe identifikovanej odchýlky od dlhodobej rovnováhy, ktorá môže vzniknúť v určitom období (štvrt'roku), sú schopné korigovať vývoj vysvetľovanej premennej v nasledujúcom období. Predpokladá sa totiž, že parameter λ je záporný, pričom jeho hodnota sa interpretuje ako časť odchýlky („chyby“) od dlhodobej rovnováhy v období $t-1$, pomocou ktorej sa koriguje vývoj vysvetľovanej premennej v období t . Odchýlky od dlhodobej rovnováhy, ktorá sa podľa ekonomickej teórie presadzuje vo vývoji premenných X_t a Y_t , reprezentuje časový rad rezíduí vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu.

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

5. Výsledky konštrukcie modelových vzťahov a ich interpretácia

Parametre modelových vzťahov boli kvantifikované metódou najmenších štvorcov (OLS) na základe štvrtročných časových radov za obdobie od 1. štvrtroka 2000 po 2. štvrtrok 2010, teda zo 42 štvrtročných pozorovaní. Dlhodobý rovnovážny vzťah (1) je z hľadiska funkčného tvaru v oboch prípadoch *log-lineárny*. Pri kvantifikácii parametrov vzťahu (1) sa teda namiesto hodnôt premenných X_t a Y_t používajú ich logaritmy, čo znamená, že odhadnuté parametre sú dlhodobými elasticitami. V dôsledku toho vo vzťahoch (2) a (3) vystupujú diferencie logaritmov premenných X_t a Y_t . Modelový vzťah vo forme *ECM* vyjadruje vývoj medzikvartálnych, čiže krátkodobých relatívnych zmien endogénnej premennej, pretože diferenciacia logaritmu premennej sa približne rovná relatívnej zmene tejto premennej.¹¹

Konštrukcia oboch modelových vzťahov bola procesom štatistickej verifikácie viacerých obsahovo rozdielne formulovaných hypotéz o determinantoch vývoja príslušnej endogénnej (závisle) premennej v analyzovanom období. Prezentovať a interpretovať budeme vždy len výsledný dlhodobý rovnovážny vzťah, ktorý bol východiskom konštrukcie modelového vzťahu v tvare *ECM*, ako aj konečný modelový vzťah v tvare *ECM*.

5.1. Modelový vzťah na rýchly odhad konečnej spotreby domácností

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu na rýchly odhad objemu KSD (C) sú založené na informáciách, vyplývajúcich z modelových vzťahov (4) a (5),¹² resp. z obrázkov 1 a 2.

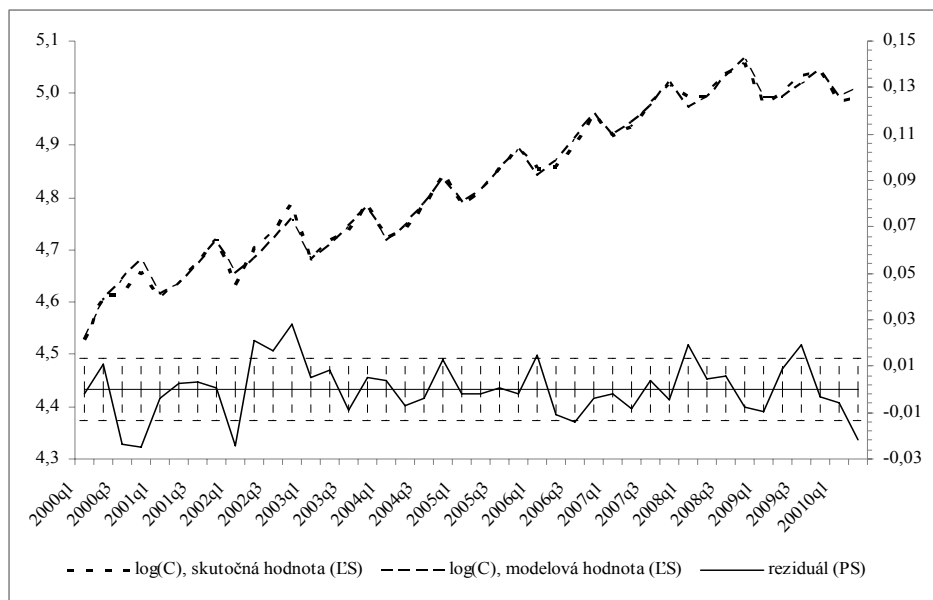
Dlhodobý rovnovážny vzťah

$$\begin{aligned} \log(C) = & 3.7020 + 0.2411 \cdot \log((LD10 \cdot W10)/CPI) + 0.0087 \cdot TIME - \\ & (8.5) \quad (3.4) \quad (27.0) \\ & - 0.0577 \cdot \log(LU_ILO) + 0.0113 \cdot \log(ISPD) \cdot (\text{čas} \geq 2000:2) + 0.0274 \cdot SD3 + \\ & (-2.0) \quad (3.7) \quad (5.3) \\ & + 0.0350 \cdot SD4 \quad (4) \\ & (4.3) \\ s_e = & 0.27 \% \quad R^2 = 0.9933 \quad DW = 1.62 \end{aligned}$$

¹¹ *Medzikvartálnu*, teda krátkodobú relatívnu zmenu premennej Z_t možno aproximovať pomocou diferencie jej logaritmu nasledovne: $d \log(Z_t) = \log(Z_t) - \log(Z_{t-1}) \approx (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}$. Takáto aproximácia sa v ekonometrii využíva veľmi často. Je však potrebné dodať, že ak relatívne zmeny premennej dosahujú 10 % a viac, uvedený približný vzťah sa stáva veľmi nepresným.

¹² V zátvorkách pod odhadnutými parametrami sú hodnoty t-štatistiky. Veličina s_e predstavuje štandardnú odchýlku rezíduí, ktorá je vyjadrená v pomere k priemernej hodnote závisle premennej v analyzovanom období.

Obrázok 1
Konečná spotreba domácností



Prameň: ŠÚ SR; vlastné spracovanie.

Zo vzťahu (4) vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu C štatisticky významne determinovaný reálnou kúpyschopnosťou obyvateľstva. Jej úroveň je aproximovaná tzv. *reálnou mzdovou bázou v užšom zmysle*, lebo je odvodená z vývoja zamestnanosti ($LD10$) a priemernej mesačnej nominálnej mzdy ($W10$) v 10 vybraných odvetviach, pričom sa zohľadňuje vplyv inflácie meranej indexom spotrebiteľských cien tovarov a služieb (CPI).

Ďalší štatisticky významný vysvetľujúci faktor, ktorým je časový trend ($TIME$), aproximuje súhrnný vplyv ostatných, bližšie nešpecifikovaných faktorov na vývoj objemu C . Možno však predpokladať, že ide najmä o vplyv tej časti kúpyschopného dopytu obyvateľstva, ktorá je generovaná vývojom miezd a zamestnanosti v ostatných odvetviach slovenskej ekonomiky. Výsledky regresnej a kointegračnej analýzy ukázali, že štatisticky významným vysvetľujúcim faktorom je aj počet nezamestnaných v metodike VZPS (LU_ILO).¹³ Zároveň sa ukázalo, že vývoj objemu C sa vyznačuje sezónnymi výkyvmi v 3. a 4. štvrťroku.¹⁴ Keďže parametre sezónnych premenných $SD3$ a $SD4$ sú kladné, pre vývoj objemu C je

¹³ Počet nezamestnaných v metodike VZPS je ukazovateľ, ktorý ŠÚ SR sleduje na štvrťročnej báze. V čase zostavovania rýchleho odhadu je však jeho vývoj v referenčnom štvrťroku už známy.

¹⁴ Smer sezónneho výkyvu závisle premennej vyplýva zo znamienka parametra sezónnej premennej. Ak je parameter kladný, ide o sezónny nárast, ak je parameter záporný, ide o sezónny pokles závisle premennej.

charakteristický vyšší sezónny nárast v (každom) 3. aj 4. štvrtroku analyzovaného obdobia oproti sezónnemu nárastu tzv. reálnej mzdovej bázy v užšom zmysle.

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

Modelový vzťah (4) spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby ho bolo možné považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom objemu C a danými vysvetľujúcimi premennými. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a má veľmi vysokú výrokovú schopnosť. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Časový rad rezíduí *RESIDC*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je totiž podľa výsledkov *EG* testu stacionárny. Okrem toho bol dlhodobý vzťah verifikovaný aj z hľadiska chyby špecifikácie. Výsledky použitia *RESET* testu ukázali, že nulovú hypotézu, ktorá predpokladá, že jeho špecifikácia je vhodná (správna), možno akceptovať na 1 % hladine významnosti.

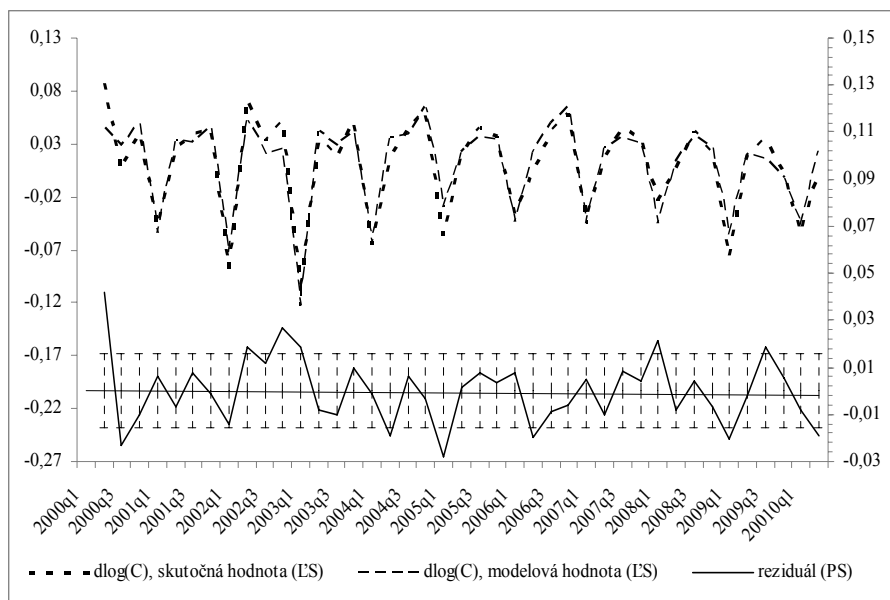
Parameter $c(2)$ vyjadruje, že pri raste/poklese tzv. reálnej mzdovej bázy o 1 % sa objem C zvýši/zníži cca o 0,24 % (*ceteris paribus*). Z parametra $c(3)$ vyplýva, že všetky ostatné, bližšie nešpecifikované faktory prispievali v analyzovanom období k rastu objemu C cca o 0,87 % štvrtročne, alebo o 3,48 % ročne. Na základe parametra $c(4)$ možno konštatovať, že vplyvom zvýšenia/zníženia počtu nezamestnaných osôb (v metodike *VZPS*) o 1 % sa objem C zníži/zvýši cca o 0,06 % (*ceteris paribus*). Parameter $c(5)$ udáva, že pri raste/poklese spotrebiteľskej dôvery obyvateľstva o 1 % sa objem C zvýši/zníži cca o 0,01 % (*ceteris paribus*).

Modelový vzťah v tvare ECM

$$\begin{aligned} \text{dlog}(C) = & 0.0077 + 0.5062 \cdot \text{dlog}((\text{LD}10 \cdot \text{W}10)/\text{CPI}) - 0.0739 \cdot \text{dlog}(\text{IOCMO}) - \\ & (3.2) \quad (15.6) \quad (-3.0) \\ & - 0.6674 \cdot \text{RESIDC}_{t-1} + 0.0252 \cdot \text{d}(\text{SD}3) \quad (5) \\ & (-3.3) \quad (6.7) \\ s_e = & 0.32 \% \quad R^2 = 0.9003 \quad \text{DW} = 1.78 \end{aligned}$$

Modelový vzťah s korekčným členom (5) vyjadruje regresnú závislosť vývoja krátkodobých relatívnych zmien objemu C . Z jeho parametrov vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny objemu C závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien tzv. reálnej mzdovej bázy v 10 vybraných odvetviach. Parameter $c(2)$ udáva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu C na tento vysvetľujúci faktor je 0,51; čiže je zhruba dvakrát väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita.

Obrázok 2

Konečná spotreba domácností – medzikvartálne relatívne zmeny

Prameň: ŠÚ SR; vlastné spracovanie.

Z krátkodobého hľadiska sú relatívne zmeny objemu C štatisticky významne determinované aj medzikvartálnymi relatívnymi zmenami *indikátora očakávaných cien v maloobchode (IOCMO)*. Z parametra $c(3)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnych zmien objemu C na tento vysvetľujúci faktor je $-0,07$. Krátkodobé relatívne zmeny objemu C sa vyznačujú sezónnym nárastom v 3. štvrtroku.¹⁵

Výroková schopnosť modelového vzťahu (5) je tiež dostatočne vysoká a všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné. Hodnota *Durbinovho-Watsonovho indexu* umožňuje na hladine významnosti 1 % zamietnuť hypotézu, že reziduá generované modelovým vzťahom v tvare *ECM* sú vzájomne autokorelované.

Zostávajúci parameter $c(4)$ má špecifický význam, pretože je to parameter korekčného člena, pomocou ktorého je modelový vzťah v tvare *ECM* prepojený s dlhodobým rovnovážnym vzťahom. Tento parameter je podľa očakávania záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu korekcie chyby, teda korekcie odchýlok od dlhodobého rovnovážneho vzťahu. Na základe jeho absolútnej hodnoty možno konštatovať, že odchýlka od rovnováhy (od dlhodobého rovnovážneho stavu), ktorá vznikne v určitom štvrtroku, je v nasledujúcom

¹⁵ Sezónna premenná $SD3$ je v modelovom vzťahu *ECM* vyjadrená v tvare prvej diferencie, t. j. $D(SD3_t) = SD3_t - SD3_{t-1}$.

štvrtroku korigovaná zhruba z dvoch tretín (cca na 67 %). To znamená, že návrat k dlhodobému rovnovážnemu stavu sa uskutoční pomerne rýchlo.¹⁶

5.2. Modelový vzťah na rýchly odhad deflátor konečnej spotreby domácností

Zhodnotenie a ekonomická interpretácia výsledkov kvantifikácie modelového vzťahu na rýchly odhad deflátor KSD (PC) sú založené na informáciách, vyplývajúcich z modelových vzťahov (6) a (7), resp. z obrázkov 3 a 4.

Dlhodobý rovnovážny vzťah

$$\log(PC) = 0.7093 + 0.7623 \cdot \log(CPI) + 0.0833 \cdot \log(LD10 \cdot W10/100) +$$

(11.6) (28.6) (5.3)

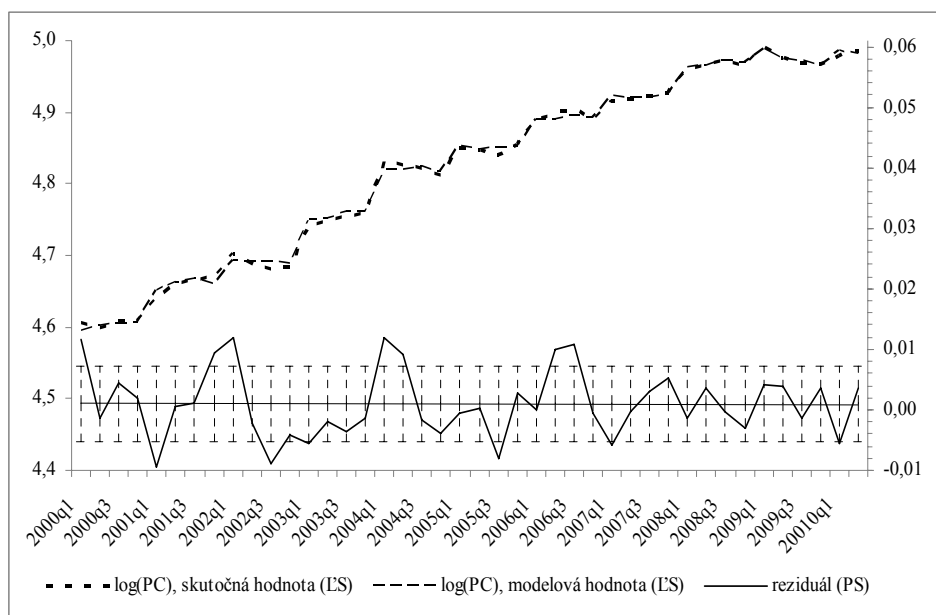
$$+ 0.0011 \cdot \log(100 \cdot SBEP/SBIP) \cdot (\text{čas} \geq 2008:2) + 0.0114 \cdot SD1 - 0.0158 \cdot SD4 \quad (6)$$

(1.8) (4.9) (-5.8)

$s_e = 0.13 \%$ $R^2 = 0.9981$ $DW = 1.52$

O b r á z o k 3

Deflátor konečnej spotreby domácností



Prameň: ŠÚ SR; vlastné spracovanie.

¹⁶ Platí, že čím je hodnota parametra korekčného člena bližšie k 1, tým rýchlejší je návrat k dlhodobému rovnovážnemu stavu a naopak. V prípade, že parameter korekčného člena je rovný 1, dlhodobý rovnovážny stav sa obnoví v priebehu jedného obdobia (štvrtroka). To znamená, že sa obnoví okamžite a úplne.

Zo vzťahu (6) vyplýva, že dlhodobý trend vývoja deflátoru *PC* je štatisticky významne determinovaný vývojom spotrebiteľských cien (*CPI*), pričom je modifikovaný mzdovou bázou v 10 odvetviach (*LD10*W10*), ako aj reláciou medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu (*SBEP/SBIP*). Vplyv posledne menovaného vysvetľujúceho faktora je štatisticky významný od 2. štvrťroka 2008. Dlhodobý trend vývoja deflátoru *PC* sa vyznačuje sezónnym rastom v 1. štvrťroku a sezónnym poklesom vo 4. štvrťroku.

Modelový vzťah (6) spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby ho bolo možné považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom deflátoru *PC* a danými vysvetľujúcimi premennými. Všetky jeho odhadnuté parametre sú štatisticky významné a interpretovateľné a majú veľmi vysokú výrokovú schopnosť. Parametre *c(1)* až *c(6)* sú teda zložkami hľadaného *kointegračného vektora*. Časový rad reziduí *RESIDPC*, vyplývajúci z dlhodobého rovnovážneho vzťahu, je totiž podľa výsledkov *EG* testu stacionárny. Výsledky *RESET* testu ukázali aj v tomto prípade, že jeho špecifikáciu možno považovať za vhodnú (správnu) na 1 % hladine významnosti.

Parameter *c(2)* vyjadruje, že rast/pokles úhrnej hladiny spotrebiteľských cien o 1 % vedie k rastu/poklesu deflátoru *PC* o 0,76 % (*ceteris paribus*). Z parametra *c(3)*, resp. *c(4)* vyplýva, že vzostup/pokles nominálnej mzdovej bázy v 10 odvetviach ako celku, resp. relácie medzi celkovými výdavkami a celkovými príjmami štátneho rozpočtu o 1% vyvolá rast/pokles deflátoru *PC* o 0,08 %, resp. 0,001 % (*ceteris paribus*). Relatívne nízku hodnotu parametrov *c(3)* a *c(4)* možno vysvetliť tým, že v skutočnosti vyjadrujú „len“ dodatočný rast/pokles deflátoru *PC* pri raste/poklese príslušného faktora o 1 %, pretože je reálne predpokladať, že rast/pokles ktoréhokoľvek z nich bude s veľkou pravdepodobnosťou viesť aj k rastu/poklesu úhrnej hladiny cien na spotrebiteľskom trhu (*CPI*).

Modelový vzťah v tvare ECM

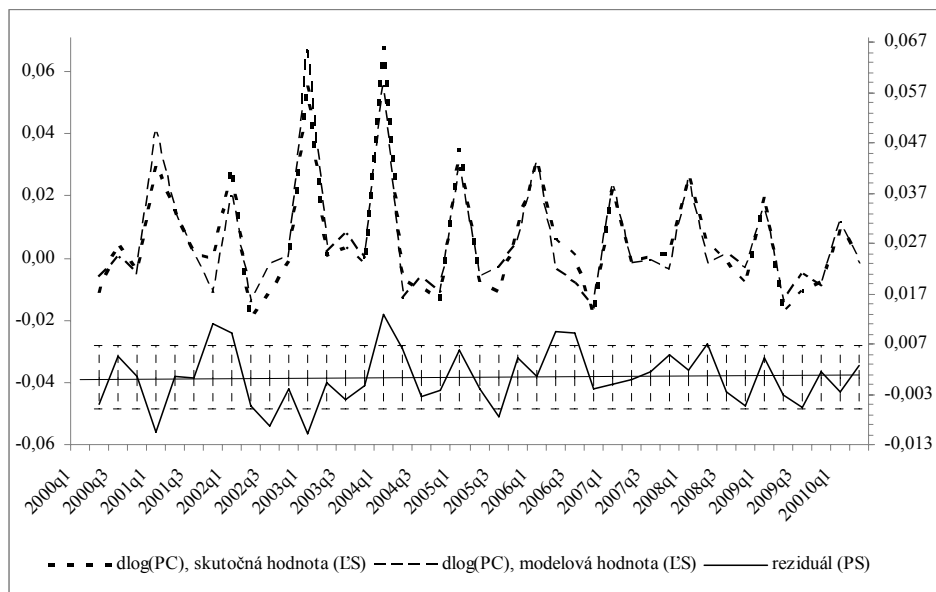
$$\begin{aligned} \text{dlog(PC)} &= 0.8436 * \text{dlog(CPI)} - 0.7639 * \text{RESIDPC}_{t-1} + 0.0967 * \text{d(SD1)} - \\ &\quad (13.7) \qquad \qquad \qquad (-4.6) \qquad \qquad \qquad (4.4) \\ &\quad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad - 0.0083 * \text{d(SD4)} \qquad \qquad \qquad (7) \\ &\quad \qquad \qquad \qquad \qquad \qquad (-5.2) \\ s_e &= 0.12 \% \qquad \qquad R^2 = 0.9116 \qquad \qquad DW = 1.68 \end{aligned}$$

Modelový vzťah s korekčným členom (7) vyjadruje regresnú závislosť vývoja krátkodobých relatívnych zmien deflátoru *PC*. Z jeho parametrov vyplýva, že medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PC* závisia štatisticky významne od medzikvartálnych relatívnych zmien *CPI*. Parameter *c(1)* udáva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny deflátoru *PC* na tento vysvetľujúci faktor je 0,84; teda je zhruba o desatinu väčšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzikvartálne relatívne zmeny deflátoru *PC* sú charakteristické aj sezónne výkyvy, pričom bolo

identifikované väčšie sezónne zrýchlenie jeho rastu v (každom) 1. štvrtroku a väčšie sezónne spomalenie jeho rastu v (každom) 4. štvrtroku analyzovaného obdobia voči sezónnemu zrýchleniu, resp. sezónnemu spomaleniu rastu cien na spotrebiteľskom trhu.¹⁷

O b r á z o k 4

Deflátor konečnej spotreby domácností – medzikvartálne relatívne zmeny



Prameň: ŠÚ SR; vlastné spracovanie.

Výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare *ECM* je tiež veľmi vysoká. Všetky jeho parametre sú štatisticky významné a ekonomicky interpretovateľné, pričom hodnota *Durbinovho-Watsonovho indexu* umožňuje na hladine významnosti 1 % zamietnuť hypotézu, že reziduá sú vzájomne autokorelované. Parameter $c(2)$ je parametrom korekčného člena. Z jeho absolútnej hodnoty vyplýva, že odchýlka od rovnováhy, ktorá vznikne v určitom štvrtroku, je v nasledujúcom štvrtroku korigovaná cca na 76 %, teda viac ako z troch štvrtín. Inými slovami, rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je relatívne vysoká.

Záver

V príspevku sú prezentované a interpretované výsledky konštrukcie a kvantifikácie dvoch modelových nástrojov v tvare *ECM*, ktoré sú v podmienkach SR podporne využiteľné na rýchly odhad vývoja KSD v stálych cenách a bežných

¹⁷ Sezónne premenné *SD1* a *SD4* sú v modelovom vzťahu *ECM* vyjadrené v tvare prvých diferencií.

cenách (pomocou deflátoru KSD). Spôsob ich konštrukcie umožňuje, aby uvedené modelové vzťahy boli každý štvrt'rok aktualizované, a tým zohľadňovali najaktuálnejšie vývojové tendencie príslušných odvetvových, resp. makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky. Obidva modelové vzťahy sú súčasťou modelového aparátu na rýchle odhady vývoja HDP, ktorý tvorí spolu 20 jednorovnicových ekonometrických modelov (Haluška a kol., 2011). Na konštrukciu tohto modelového aparátu sme využili 31 skutočných exogénnych premenných, 4 sezónne premenné a 1 pomocnú premennú (časový trend).

Z prezentovaných výsledkov kointegračnej a regresnej analýzy vyplýva, že:

- tzv. reálna mzdová báza v užšom zmysle je faktorom, ktorý determinuje štatisticky významne dlhodobý (stochastický) trend i krátkodobú dynamiku vývoja objemu KSD;
- index spotrebiteľských cien tovarov a služieb je štatisticky významný faktor, ktorý ovplyvňuje dlhodobý (stochastický) trend i krátkodobú dynamiku vývoja deflátoru KSD.

Vysokú predikčnú schopnosť prezentovaných modelových vzťahov potvrdzujú aj výsledky ich praktických aplikácií na rýchle odhady vývoja objemu KSD a deflátoru KSD v jednotlivých štvrt'rokoch 2010. Z porovnania rýchlych odhadov a skutočného vývoja týchto dvoch ukazovateľov v 1. až 4. štvrt'roku 2010 vyplýva, že priemerná absolútna percentuálna odchýlka (MAPE) dosiahla v prípade objemu KSD 0,775 %; v prípade deflátoru KSD 0,790 %. Na základe toho možno konštatovať, že prezentované modelové vzťahy nezlyhávajú ani v podmienkach výrazných zmien (zlomov, resp. obrátov) vo vývoji KSD, resp. deflátoru KSD, ku ktorým došlo vplyvom globálnej hospodárskej krízy. Naopak, poskytujú rýchle odhady ich vývoja s prijateľnou mierou nepresnosti.

Literatúra

- ARLT, J. (1999): *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: Grada. ISBN 80-7169-539-4.
- ASTERIOU, D. – HALL, S. G. (2007): *Applied Econometrics (A Modern Approach using Eviews and Microfit)*. New York: Palgrave MacMillan.
- BACCHINI, F. – LADIRAY, D. (2008): *Flash Estimation and Variable Selection Techniques*. [Príspevok prezentovaný na 5th Eurostat Colloquium on *Modern Tools for Business Cycle Analysis*.] Florencia: Eurostat.
- BACCHINI, F. – CIAMMOLA, A. – IANNACCONE, R. – MARINI, M. (2009): *Combining Forecast for a Flash Estimate of Euro Area GDP*. [IFO-INSEE-ISAE. Paper presented at First Macroeconomic Forecasting Conference.] Rome: ISTAT.
- ĎURÁŠ, J. – KVETAN, V. – MLYNEK, M. – ONDKO, P. – PÁLENÍK, V. – RADVANSKÝ, M. (2005): *Ekonometrický model ECM-ISWE05Q1*. In: *EKOMSTAT 2005: Štatistické metódy v praxi*. [Zborník.] Bratislava: SŠDS, s. 80 – 86.

- ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, č. 2, s. 251 – 276.
- EViews 5 User's Guide (2004): Quantitative Micro Software, LLC.
- GAVURA, M. – TKÁČ, M. (1999): Econometric model NBS (Philosophy, Structure of Equations, Applications). [Paper in MACROMODELS '99.] Poland: Rydzyna, s. 95 – 127.
- HALUŠKA, J. – OLEXA, M. – ORSÁGOVÁ, J. (2001): Štvrtročný ekonometrický model slovenskej ekonomiky QEM-ECM-1.0. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 49, č. 1, s. 847 – 867.
- HALUŠKA, J. – OLEXA, M. – JURIOVÁ, J. – KLÚČIK, M. (2008): Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Využitie konjunkturných a spotrebiteľských prieskumov). Bratislava: INFOSTAT. 74 s. ISBN 978-80-89398-06-5.
- HALUŠKA, J. (2009): GDP Flash Estimates Based on ESI: Does it Work? (An Econometric Approach using Data for Slovakia). [Príspevok prezentovaný na konferencii NTTS (New Techniques and Technologies for Statistics).] Brusel: Eurostat.
- HALUŠKA, J. – OLEXA, M. – JURIOVÁ, J. – KLÚČIK, M. (2010): Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Využitie makroekonomických a odvetvových informácií kvantitatívneho charakteru). Bratislava: INFOSTAT, 142 s. ISBN 978-80-89398-14-0.
- HALUŠKA, J. – OLEXA, M. – JURIOVÁ, J. – KLÚČIK, M. (2011): Modelový aparát na rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky (Využitie makroekonomických a odvetvových informácií kvalitatívneho a kvantitatívneho charakteru). Bratislava: INFOSTAT, 136 s. ISBN 978-80-89398-20-1.
- HATRÁK, M. (2007): *Ekonometria*. Bratislava: Iura Edition, Edícia Ekonómia. ISBN 978-80-8078-150-7.
- MacKINNON, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests. [QED, Working Paper, No. 1227.] Kingston: Queen's University.
- SCHEIBLECKER, M. – STEINDL, S. (2006): Austrian GDP Flash Estimates: A Description of Methods. *WIFO: Austrian Economic Quarterly*, č. 2, s. 79 – 85.
- SENAJ, M. (2008): Odhad spotrebnej funkcie pre Slovensko a prognóza spotreby. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 56, č. 1, s. 3 – 21.
- SHEARING, M. (2003): Producing Flash Estimates of GDP: Recent Developments and the Experiences of the Selected OECD Countries. In: *OECD Meeting of National Accounts Experts*. [Working Paper, No. 2.] Paris: OECD.