

## Štvrt'ročný ekonometrický model slovenskej ekonomiky QEM-ECM-1.0

Ján HALUŠKA – Michal OLEXA – Judita ORSÁGOVÁ\*

### Úvod

Konštrukcia čiastkových i komplexných ekonometrických modelov slovenskej ekonomiky nemá v súčasnosti z objektívnych dôvodov ešte príliš bohatú vlastnú históriu.<sup>1</sup> Príčinou je relatívne krátka história samostatnej existencie slovenskej ekonomiky, v dôsledku čoho sú krátke aj časové rady, ktoré odzrkadľujú jej doterajší vývoj. Markantne sa to prejavuje najmä na dĺžke ročných časových radov, pozostávajúcich dnes maximálne zo 7–8 pozorovaní. Relatívne najlepšiu údajovú základňu konštrukcie ekonometrických modelov slovenskej ekonomiky preto predstavujú štvrt'ročné časové rady makroekonomických ukazovateľov.

No ani dnešný disponibilný počet pozorovaní v štvrt'ročných časových radoch nie je ešte spravidla zárukou, aby bolo možné v našich podmienkach efektívne verifikovať aj niektoré novšie poznatky ekonometrie. Týka sa to napríklad aj možnosti dynamizovať ekonometrické modely pomocou konštrukcie a kvantifikácie ich regresných rovníc na princípe tzv. *Error Correction Models* (ECM), t. j. modelov s členom korigujúcim chyby. Regresné rovnice, ktorých konštrukcia a špecifikácia sú založené na uvedenom princípe, totiž umožňujú jednak vyjadriť vplyv určitého typu teoretického časového oneskorenia, o ktorom sa predpokladá, že determinuje vývoj modelovaného vzťahu, jednak rozlíšiť dlhodobý trend vo vývoji tohto vzťahu od krátkodobých odchýlok od daného trendu.

Článok má dve hlavné časti. V prvej z nich sa stručne charakterizuje metodologický postup, ktorý sa uplatnil pri konštrukcii a kvantifikácii regresných rovníc s členom korigujúcim chyby. Tieto rovnice tvoria jadro novej experimentálnej verzie ekonometrického modelu slovenskej ekonomiky QEM-ECM-1.0. Všeobecnú charakteristiku tohto modelu, výsledky odhadu regresných rovníc a ich stručnú interpretáciu obsahuje druhá časť článku. Zápis modelu vo forme simultánnej sústavy rovníc je spolu so zoznamom jeho premenných uvedený v prílohe.

---

\* Ing. Ján HALUŠKA, PhD. – Ing. Michal OLEXA, PhD. – Ing. Judita ORSÁGOVÁ, Inštitút informatiky a štatistiky (INFOSTAT), Dúbravská 3, 842 21 Bratislava 4

<sup>1</sup> Medzi pracoviská, ktoré sa problematikou modelovania slovenskej ekonomiky zaoberajú najdlhšie, patrí u nás Ekonomická univerzita v Bratislave, INFOSTAT, Ústav slovenskej a svetovej ekonomiky SAV a Národná banka Slovenska.

## 1. Konštrukcia regresných rovníc modelu QEM-ECM-1.0

Jadro ekonometrického modelu QEM-ECM-1.0 tvorí 26 regresných rovníc, z ktorých 25 je odhadnutých na základe metodológie ECM a jedna má klasický ekonometrický tvar [11]. Je známe, že metodológia ECM, ktorú vytvorili R. Engle a C. Granger [7], je založená na kombinácii štatistických a ekonometrických metód. Jej atraktívnosť spočíva v tom, že na rozdiel od klasického ekonometrického prístupu umožňuje v rámci kvantifikácie regresnej rovnice separátne vyjadriť krátkodobý a dlhodobý vplyv vysvetľujúcich premenných na vývoj vysvetľovanej premennej.

Krátkodobým vzťahom medzi ekonomickými premennými sa v tomto prípade rozumie relácia, ktorej existencia je časovo obmedzená, a preto po relatívne krátkom období zaniká. Dôležité však je, že vplyvom tohto krátkodobého vzťahu, ktorý možno interpretovať ako vplyv určitého (vonkajšieho) šoku, sa analyzovaná premenná odkloní od svojej dlhobodej, teda rovnovážnej vývojovej trajektórie. V tejto súvislosti vyjadrili R. Engle a C. Granger názor, že existuje mechanizmus, ktorý núti ekonomický systém smerovať k dlhobodej rovnováhe, a to nezávisle od toho, ako ďaleko sa od nej v určitom časovom okamihu nachádza. Inými slovami, v prípade akejkoľvek odchýlky sa systém vždy snaží obnoviť svoju rovnováhu.

Východiskom konštrukcie regresných rovníc s korekčným členom bola teda analýza dynamických vlastností vzťahov medzi ekonomickými premennými, založená na modeloch s autoregresne rozdelenými oneskoreniami (model ADL – *Autoregressive Distributed Lags*).<sup>2</sup> Všeobecný zápis odhadového tvaru modelu s korekčným členom, ktorý je odvodený z ADL (1, 1) a vyjadruje krátkodobý vzťah medzi (dvoma) ekonomickými premennými  $y_t$  a  $x_t$ , je nasledujúci:

$$\Delta y_t = a_0 + b_0 \Delta x_t + (a_1 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + c x_{t-1} + u_t \quad (1)$$

kde

$$c = a_1 + b_0 + b_1 - 1,$$

$u_t$  vyhovuje podmienkam „bieleho šumu“.

V rovniciach založených na štvrt'ročných údajoch však okrem oneskorenia o 1 obdobie (štvrt'rok) má zmysel uvažovať aj s použitím oneskorenia o 4 štvrt'roky. V tom prípade je všeobecný odhadový tvar modelu ECM s jednou vysvetľujúcou premennou takýto:

$$\Delta_4 y_t = a_0 + b_0 \Delta_4 x_t + (a_1 - 1)(y_{t-4} - x_{t-4}) + c x_{t-4} + u_t \quad (2)$$

<sup>2</sup> Všeobecne je tento model známy pod skratkou ADL ( $m, n, p$ ), kde  $m$  je stupeň oneskorenia závisle premennej,  $n$  je najvyšší stupeň oneskorenia v rámci nezávisle premenných a  $p$  je počet vysvetľujúcich premenných. V prípade, že model obsahuje len jednu vysvetľujúcu premennú, uvedený všeobecný zápis možno zredukovať na tvar ADL ( $m, n$ ) [1; 10; 14].

kde

$$\Delta_4 x_t = x_t - x_{t-4}$$

$$\Delta_4 y_t = y_t - y_{t-4}$$

Každá regresná rovnica modelu QEM-ECM-1.0 bola experimentálne kvantifikovaná v tvare (1) i (2). Rozšírený test Dickeya-Fullera (ADF) totiž ukázal, že časové rady všetkých vysvetľovaných a vysvetľujúcich premenných modelu, ktoré vystupujú v jeho regresných rovniciach, sú diferencne stacionárne, a to minimálne na hladine 5 % [1; 6; 14]. Podľa príslušnej integračnej terminológie sú teda časové rady diferencií daných premenných typu I(0). Na druhej strane, úrovne daných premenných, ktoré sú v (1) a (2) nositeľom informácie o dlhodobom vzťahu daných premenných, sú podľa ADF testu typu I(1), teda nestacionárne. Použitie ADF testu však zároveň ukázalo, že tieto premenné sú kointegrované, čo znamená, že odchýlky od dlhodobej trajektórie vývoja vysvetľovanej premennej sú stacionárne. Tým je podľa Grangerovej teóremy splnená základná podmienka, aby fungoval mechanizmus korigujúci chyby [7].

Kritériom na výber konečného tvaru každej regresnej rovnice (spomedzi (1) a (2)) a jej zaradenia do modelu ako simultánnej sústavy rovníc boli hodnoty štandardne používaných testovacích charakteristík. Vzhľadom na to, že ide o modely založené na diferenciách, špeciálnu pozornosť je potrebné venovať parametru  $a_1$ , ktorý sa interpretuje ako *intenzita zotrvačnosti*, pretože modely ECM sú z hľadiska interpretácie parametrov ekvivalentné s modelmi ADL. To znamená, že čím väčšia zotrvačnosť existuje vo vývoji závisle premennej, tým menší vplyv má na jej vývoj vplyv nerovnováhy (teda parameter  $(1 - a_1)$  sa približuje k nule zľava).

Kvôli tomu, aby modely (1) a (2) mali dlhodobé statické riešenie, t. j. aby si príslušné modely ADL (1, 1), resp. ADL (4, 4) zachovávali dlhodobú stabilitu, musí nevyhnutne platiť, že  $|a_1| < 1$ . Narušenie dlhodobej stability modelov ADL, ktoré nastáva v prípade, že  $a_1 > 1$ , vedie totiž okamžite k narušeniu mechanizmu na korekciu chýb, čo sa prejaví tým, že parameter pri korekčnom člene je kladný. To znemožňuje nielen racionálnu ekonomickú interpretáciu dlhodobých vzťahov, ale – vzhľadom na Grangerovu teóremu [7] – spôsobuje nedostatok premenných pre kointegráciu a tým aj nestacionárnosť štruktúrnej chyby s negatívnymi dôsledkami na konzistenciu odhadu parametrov.<sup>3</sup>

R. Engle a C. Granger navrhli na kvantifikáciu ECM dvojkrokový postup. V prvom kroku sa odhadne intenzita dlhodobého vzťahu medzi premennými, pričom sa predpokladá, že tieto premenné vyhovujú kritériu kointegrácie.

<sup>3</sup> Všetky úvahy, ktoré sa týkali modelov ADL a ECM s jednou vysvetľujúcou premennou, možno zovšeobecniť pre prípad vyššieho počtu vysvetľujúcich premenných [2; 13; 15].

V druhom kroku sa odhad získaný v prvom kroku využije na odhad intenzity ich krátkodobého vzťahu [7]. Alternatívne, najmä v prípade relatívne malého počtu pozorovaní, v dôsledku ktorého sú odhady dlhodobého vzťahu spravidla významne skreslené, je možné ECM kvantifikovať aj naraz [9; 12; 16]. Týmto spôsobom sa odhadli všetky regresné rovnice modelu QEM-ECM-1.0 s členom korigujúcim chyby.

## 2. Model QEM-ECM-1.0 – vybrané výsledky odhadu a ich interpretácia

### 2.1. Všeobecná charakteristika modelu

Štvrt'ročný ekonometrický model QEM-ECM-1.0 predstavuje experimentálnu verziu nového modelu slovenskej ekonomiky, ktorý je založený na metodológii ECM. Bol vyvinutý v priebehu roku 2000 a z hľadiska ekonomického obsahu nadväzuje na ekonometrické modely slovenskej ekonomiky, ktoré vyvinul INFO-STAT Bratislava v predchádzajúcom období.

V súlade s princípmi trhovej ekonomiky je dominujúcou črtou tohto modelu dopytový charakter, ktorý je vyjadrený dopytovou špecifikáciou regresných rovníc, zobrazujúcich prevažne vývoj hlavných makroekonomických ukazovateľov reálnej ekonomiky. Limitujúcim faktorom v tomto smere je krátka história trhových vzťahov v slovenskej ekonomike, ktorá ovplyvnila aj špecifikáciu výsledných tvarov regresných rovníc modelu.

Prezentovanú experimentálnu verziu ekonometrického modelu slovenskej ekonomiky tvorí simultánny systém 80 dynamických, lineárnych a nelineárnych rovníc a identít (z toho 26 regresných), ktoré vyjadrujú vzťahy medzi 135 premennými.

Prostredníctvom jednotlivých rovníc modelu je zobrazený vývoj hlavných makroekonomických agregátov slovenskej ekonomiky z oblasti jej reálneho, finančného a bankového sektora. K hlavným endogénnym premenným modelu preto patrí hrubý domáci produkt (HDP) a zložky jeho použitia, obchodná bilancia a bilancia služieb, zamestnanosť a nezamestnanosť, deflátoary HDP a jeho zložiek, nominálna a reálna priemerná mzda v hospodárstve SR, príjmy a výdavky štátneho rozpočtu, ponuka peňazí, objem úverov, úrokové sadzby a ďalšie. Medzi kľúčové exogénne premenné, vyjadrujúce hlavné nástroje makroekonomickej politiky, patrí kurz meny a saldo štátneho rozpočtu. K tzv. skutočným exogénnym premenným možno zaradiť ukazovatele objemu importu do Európskej únie (EÚ) a Českej republiky a cenový index dovozov do krajín EÚ.

Sústavu regresných rovníc a identít modelu je možné z hľadiska ich ekonomického obsahu rozdeliť do nasledujúcich blokov:

- spotreba a investície,
- zahraničný obchod (v stálych a bežných cenách),
- HDP a jeho zložky (v stálych a bežných cenách),
- cenové indexy a deflátoary,
- zamestnanosť, nezamestnanosť a produktivita práce,
- mzdy, príjmy a výdavky obyvateľstva,
- štátny rozpočet (príjmy daňové a nedaňové, výdavky),
- menový blok (ponuka peňazí, úrokové miery, úvery, FDI a kurz meny).

Pracovná báza dát ekonometrického modelu slovenskej ekonomiky QEM-ECM-1.0 obsahuje viac ako 150 štvrt'ročných časových radov reálnych, odvodených a pomocných premenných. Časový horizont údajovej základne zahŕňa obdobie od 1. štvrt'roka 1993 po 2. štvrt'rok 2000, t. j. 30 štvrt'ročných pozorovaní. Na odhad parametrov regresných rovníc modelu sa použili skutočné hodnoty časových radov príslušných premenných v kombinácii so sezónnymi filtrami.<sup>4</sup> Všetky regresné rovnice modelu boli kvantifikované pomocou metódy najmenších štvorcov (OLS), pričom východiskovým rokom odhadu bol spravidla rok 1994. Na vytvorenie bázy dát, ako aj na kvantifikáciu regresných rovníc, sme využili programový systém EViews [8].

## 2.2. Stručná ekonomická interpretácia vybraných regresných rovníc modelu

Výsledky odhadu regresných rovníc umožňujú konštatovať, že ich dynamizácia prostredníctvom člena korigujúceho chyby (*Error Correction Term* – ECT) sa ukázala vo väčšine prípadov ako efektívna, pretože v porovnaní so statickými verziami regresných rovníc vedie k vyššej miere vysvetlenia vývoja endogénnej premennej. Simultánna sústava rovníc modelu QEM-ECM-1.0 je spolu so zoznamom jeho endogénnych a exogénnych premenných uvedená v prílohe.<sup>5</sup> Postup pri interpretácii výsledkov odhadu jednotlivých regresných rovníc rešpektuje ich poradie, v ktorom vystupujú v modeli.

Je potrebné zdôrazniť, že ide o interpretáciu prezentačnej formy regresných rovníc, ktorá bola odvodená z kvantifikačnej formy regresných rovníc (1), resp. (2) pomocou jednoduchých transformácií. Prezentačnú formu majú regresné

<sup>4</sup> V tejto súvislosti je však potrebné upozorniť, že sezónne filtre (ako pomocné vysvetľujúce premenné) nebudú plniť vždy svoju klasickú úlohu, ak sa ich vplyv na vývoj modelovanej premennej ukáže ako štatisticky významný. Týka sa to sezónnych filtrov v tých regresných rovniciach, ktoré sú odhadnuté na základe medziročných diferencií (logaritmov) hodnôt premenných, pretože tým sa vplyv sezónnosti v ich vývoji eliminuje.

<sup>5</sup> Z priestorových dôvodov sme upustili od zaužívaného štandardu prezentovať výsledky odhadu regresných rovníc spolu s hodnotami štatistických testovacích charakteristík. Možno však dodať, že všetky odhadnuté parametre sú štatisticky významné, a to spravidla na hladine  $\alpha = 0.05$ .

rovnice v zápise modelu ako simultánnej sústavy rovníc. Všeobecný tvar prezen-  
tačnej formy regresných rovníc (bez sezónnych filtrov a umelých premenných) je  
takýto:

$$\Delta y_t = a_0 + b_0 \Delta x_t + \gamma (y_{t-1} - \delta_1 x_{t-1}) \quad (3)$$

resp.

$$\Delta_4 y_t = a_0 + b_0 \Delta_4 x_t + \gamma (y_{t-4} - \delta_1 x_{t-4}) \quad (4)$$

kde

$$\gamma = a_1 - 1$$

V súvislosti s interpretáciou je potrebné uviesť, že modely ECM sú krátkodo-  
bé. Parameter  $b_0$  v (1) až (4), ktorý sa nazýva *krátkodobý multiplikátor*, indikuje  
vplyv krátkodobej závislosti medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcou premennou.<sup>6</sup>  
Parameter  $\delta_1$  v (3), resp. (4) sa nazýva *dlhodobý multiplikátor*. V modeloch  
ECM typu log-log je tento parameter meradlom dlhodobej elasticity vysvetľovanej  
premennej vzhľadom na zmenu vysvetľujúcej premennej (*ceteris paribus*).

Parameter  $\gamma$ , ktorý v regresnej rovnici (3), resp. (4) modifikuje veľkosť korekč-  
ného člena, by mal byť záporný (a štatisticky významný). Vzhľadom na interpre-  
táciu parametra  $a_1$ , ako miery zotrvačnosti vo vývoji vysvetľovanej premennej  
(pozri časť 2), možno parameter  $\gamma$  interpretovať ako časť nerovnováhy z predchá-  
dzajúceho obdobia, ktorá sa koriguje v bežnom období. Nízka hodnota parametra  
 $\gamma$  teda signalizuje, že rýchlosť, ktorou sa vysvetľovaná premenná približuje k dlho-  
dobej rovnováhe, je veľmi pomalá.

Na zjednodušenie orientácie v zápisoch regresných rovníc dodávame, že sym-  
boly  $\Delta$  a  $\Delta_4$  vyjadrujú príslušné diferencie,  $\ln$  označuje logaritmus,  $t$  predstavuje  
bežné obdobie,  $(t - 1)$  obdobie bezprostredne predchádzajúce bežnému obdobiu  
a  $(t - 4)$  obdobie posunuté o 4 štvrťroky vzhľadom na bežné obdobie. Pokiaľ ide  
o diferencie  $\Delta$ , resp.  $\Delta_4$ , z hľadiska interpretácie ich vplyvu možno dodať, že po-  
dľa prijatej hypotézy dochádza vo vývoji modelovanej premennej ku korekcii  
odchýlok buď na základe časových posunov o 1 štvrťrok, alebo o 4 štvrťroky  
(o jeden rok).

### 2.2.1. Spotreba a investície

Tento blok modelu obsahuje tri regresné rovnice, ktoré vysvetľujú vývoj troch  
základných zložiek domáceho použitia hrubého domáceho produktu v stálych ce-  
nách. Z regresnej rovnice č. 1 vyplýva, že konečná spotreba domácností (C95) je

<sup>6</sup> Autori súhlasia s názorom jedného z recenzentov, že v skutočnosti parameter  $b_0$  vyjadruje  
krátkodobú elasticitu len vo vzťahu (3), pretože ide o elasticitu na štvrťročnú zmenu. Vo vzťahu  
(4) však ide o elasticitu na ročnú zmenu vysvetľujúcej premennej, a preto má parameter  $b_0$  cha-  
rakter „semidlhodobej“ elasticity.

z krátkodobého i dlhodobého hľadiska determinovaná predovšetkým ich reálnym hrubým disponibilným dôchodkom (YRD), pretože vplyv zotrvačnosti vo vývoji spotreby domácností je podľa výsledkov odhadu malý ( $a_1 = 0.2275$ ). Krátkodobá elasticita (ST) spotreby domácností na reálne dôchodky je pritom menšia ako dlhodobá elasticita (LT). Z výsledkov odhadu tejto regresnej rovnice, ktorá vlastne predstavuje praktickú realizáciu vzťahu (2) s časovým posunom ( $t - 4$ ) z predchádzajúcej časti, totiž možno zistiť, že:

$$ST = b_0 = \text{krátkodobý multiplikátor} = 0.5665$$

$$LT = \delta_1 = \text{dlhodobý multiplikátor} = 0.8308$$

$$ECT = (a_1 - 1) = -0.7725$$

Je zaujímavé, že marginálny sklon k spotrebe, ktorý podľa odhadu statického vzťahu medzi spotrebou domácností a ich reálnym dôchodkom predstavuje 0.7176, sa nachádza takmer presne v strede intervalu, vytvoreného krátkodobou a dlhodobou elasticitou. Z tohto hľadiska možno teda považovať aj statický vzťah za vhodný na analytické i prognostické účely. Prínos odhadu dynamického vzťahu spočíva v tomto prípade v dekompozícii vplyvu reálnych dôchodkov domácností na ich spotrebu z krátkodobého a dlhodobého hľadiska. Dynamický vzťah však okrem toho zlepšuje v porovnaní so statickým vzťahom mieru vysvetlenia rozptylu závisle premennej.

Popri reálnych disponibilných dôchodkoch, ktoré sú pre spotrebu domácností hlavným vysvetľujúcim faktorom, regresná rovnica obsahuje ešte dva pomocné vysvetľujúce faktory. Kvázi sezónny filter SD4 so záporným parametrom vyjadruje v tomto prípade výrazne nižší medziročný rast spotreby domácností vo 4. štvrtrokoch analyzovaného obdobia v porovnaní s medziročným rastom reálnych dôchodkov domácností v tom istom období (vplyv koncoročných odmien). Najväčšie výkyvy vo vývoji spotreby domácností v analyzovanom období (nevysvetlené premennými YRD a SD4) a ich skresľujúci vplyv na výsledky odhadu tejto regresnej rovnice koriguje umelá premenná UC95.

Regresná rovnica č. 2, ako praktická realizácia vzťahu (1) pre dve vysvetľujúce premenné a časový posun v tvare ( $t - 1$ ), zobrazuje vývoj konečnej spotreby štátnej správy (G95) v závislosti od „reálnych“ výdavkov štátneho rozpočtu (F/PG), prepočítaných deflátorom konečnej spotreby štátnej správy a počtu pracovníkov v štátnej správe (LD\_G). Vplyv obidvoch uvedených faktorov na vývoj konečnej spotreby štátnej správy sa preukázal ako významný z krátkodobého i dlhodobého hľadiska.

Krátkodobé elasticity na obidva uvedené faktory sú pritom zhruba o tretinu nižšie ako dlhodobé. Z hľadiska intenzity je však dominantný vplyv počtu pracovníkov v štátnej správe. Extrémne vysoké hodnoty elasticít na tento faktor (ST = 1.9656 a LT = 2.7089) sú totiž takmer štvornásobkom elasticít na úroveň

výdavkov zo štátneho rozpočtu. Intenzita zotrvačnosti vo vývoji konečnej spotreby štátnej správy je pomerne malá ( $\alpha_1 = 0.2744$ ), na druhej strane sa však jej vývoj vyznačuje pravidelným sezónnym poklesom v 1. štvrtroku (SD1).

Tvorba hrubého fixného kapitálu (I95) je podľa regresnej rovnice č. 3 determinovaná vývojom reálneho HDP (Y95) a objemom úverov podnikov (CRF/PPI), ktorý je prepočítaný indexom cien priemyselných výrobcov. Z krátkodobého hľadiska reaguje tvorba kapitálu citlivejšie na vývoj HDP, z dlhodobého hľadiska má však väčší vplyv objem úverov. V dlhodobom vzťahu pôsobí tvorba HDP na tvorbu kapitálu s jednotkovou elasticitou. Proces tvorby kapitálu sa vyznačuje len veľmi nízkou intenzitou zotrvačnosti ( $\alpha_1 = 0.1332$ ).

### 2.2.2. Zahraničný obchod

Regresné rovnice č. 4, resp. 7 sú dopytovými funkciami, ktoré vyjadrujú závislosť vývoja celkového vývozu (EGS95), resp. celkového dovozu (MGS95) v stálych cenách. Kým pre celkový vývoz je hlavným dopytovým faktorom objem dovozu krajín EÚ (MEUP) zväčšený o objem dovozu ČR (MCZP), pre celkový dovoz je ním agregátne efektívny dopyt. Vplyv hlavného dopytového faktora je modifikovaný vplyvom príslušného cenového indexu, t. j. relatívneho cenového indexu celkového vývozu v rovnici č. 4 a relatívneho cenového indexu celkového dovozu v rovnici č. 7. Vplyv uvedených vysvetľujúcich faktorov sa prejavuje v krátkom i dlhom období, pričom v dlhodobých vzťahoch majú (obidva) cenové faktory jednotkovú elasticitu a dopytové faktory elasticitu väčšiu ako 1 (1.2278 v rovnici vývozu, respektíve 1.5041 v rovnici dovozu).

Z vyššej ako jednotkovej dlhodobej elasticity celkového vývozu na dopytový faktor vyplýva, že na rastúcom dovoze EÚ a ČR participuje SR viac než úmerne, čo svedčí o rastúcej necenovej konkurencieschopnosti produkcie SR na trhoch EÚ a ČR. Na druhej strane, vyššia ako jednotková dlhodobá elasticita celkového dovozu na dopytový faktor potvrdzuje známu skutočnosť o vysokej dovoznej náročnosti slovenskej ekonomiky, ktorá sa prejavuje v rastúcom podiele dovozu na krytí rastu domáceho i agregátneho dopytu. Celkový vývoz aj celkový dovoz sa vyznačujú len veľmi malou intenzitou zotrvačnosti vývoja.

### 2.2.3. Zamestnanosť, nezamestnanosť a produktivita práce

Jediná regresná rovnica v tomto bloku modelu (č. 16) vyjadruje vývoj počtu pracovníkov v hospodárstve SR, teda vývoj dopytu na trhu práce. Podľa výsledkov jej kvantifikácie závisí tento dopyt z krátkodobého i dlhodobého hľadiska najmä od tempa ekonomického rastu, t. j. od tempa rastu HDP v stálych cenách (Y95). Dopyt po práci je modifikovaný vývojom reálnych miezd, odvodených



z nominálnych miezd pomocou indexu cien priemyselných výrobcov (W/PPI). Rast reálnych miezd vedie totiž podľa prijatej hypotézy k poklesu dopytu na trhu práce.

Z odhadnutých elasticít vyplýva, že krátkodobo závisí počet pracovníkov podstatne viac od vývoja hrubého domáceho produktu ako od reálnych miezd. Obidva tieto faktory sú pre dopyt po práci významné aj z dlhodobého hľadiska, v ktorom pôsobia s jednotkovými elasticitami. Z výsledkov odhadu tiež vyplýva značne vysoká intenzita zotrvačnosti vo vývoji počtu pracovníkov v hospodárstve SR ( $\alpha_1 = 0.8494$ ).<sup>7</sup> Okrem uvedených vysvetľujúcich faktorov vystupuje v tejto rovnici s pozitívnym parametrom kvázi sezónny filter pre 4. štvrt'rok, ktorý koriguje negatívny vplyv vysokých miezd ku koncu roka a s ktorým zamestnanosť priamo nesúvisí.

#### 2.2.4. Cenové indexy a deflátoary

Spoločnou črtou regresných rovníc tohto bloku je, že vo všetkých sa preukázal ako významný časový posun o ( $t - 4$ ), teda vplyv medzročných zmien vo vývoji modelovaných cenových indexov alebo deflátoary. Ide celkovo o osem regresných rovníc, pričom interpretovať budeme nasledujúce.

Ceny priemyselných výrobcov (PPI) podliehajú podľa regresnej rovnice č. 25 krátkodobo i dlhodobo najmä cenám vývozu a dovozu. Kým z dlhodobého hľadiska sa medzi nimi presadzuje jednotková elasticita, v krátkom období je táto elasticita zhruba o polovicu menšia. Zotrvačnosť vo vývoji cien priemyselných výrobcov je pomerne vysoká ( $\alpha_1 = 0.6569$ ).

Ceny priemyselných výrobcov sú spolu s kurzom SKK voči USD (v tvare bázičného indexu IREUS95) hlavnými vysvetľujúcimi faktormi pre vývoj spotrebiteľských cien (CPI) v regresnej rovnici č. 26, a to z krátkodobého i dlhodobého hľadiska. Kým v krátkom období reagujú spotrebiteľské ceny citlivejšie na ceny priemyselných výrobcov, v dlhom období majú obidva tieto faktory jednotkovú elasticitu. Zotrvačnosť vo vývoji spotrebiteľských cien je tiež veľmi vysoká, pričom prevyšuje zotrvačnosť vo vývoji cien priemyselných výrobcov.

Z regresnej rovnice č. 30 vyplýva, že vývoj deflátoara HDP (PY) závisí od inflácie na spotrebiteľskom trhu (CPI) a od cien dovezených tovarov a služieb (PMGS). Spotrebiteľské ceny ovplyvňujú deflátoar HDP krátkodobo aj dlhodobo, pričom dlhodobá elasticita (0.5040) prevyšuje krátkodobú elasticitu len minimálne

<sup>7</sup> Rovnicu č. 16 možno teda inými slovami interpretovať aj tak, že zamestnanosť v dlhom období nemení reálne jednotkové mzdové náklady. Preto, ak by reálne mzdy rástli oproti produktivite práce príliš rýchlo, bude sa dlhodobá rovnováha medzi nimi obnovovať len veľmi pomaly (parameter 0.1506) a na úkor zamestnanosti. Overenie tejto hypotézy by si vyžadovalo komplexnejšiu analýzu reakcií modelu na príslušné podnety, o čom autori uvažujú v ďalšej etape výskumu.

(0.4147). Dovožné ceny determinujú deflátor HDP iba v dlhodobom vzťahu, ale príslušná elasticita je veľmi malá (0.1591). Odhadnutá intenzita zotrvačnosti vo vývoji deflátoru HDP je relatívne vysoká.

### 2.2.5. Mzdy a príjmy obyvateľstva

Vývoj nominálnych miezd ( $W$ ) je podľa regresnej rovnice č. 53 krátkodobo i dlhodobo determinovaný pozitívne vývojom inflácie na spotrebiteľskom trhu (CPI) a negatívne mierou evidovanej nezamestnanosti (RU). Zatiaľ čo dlhodobé elasticity sú pri oboch týchto premenných jednotkové, krátkodobé multiplikátory sú menšie ako 1, pričom vplyv rastu cien je (absolútne) štyrikrát vyšší ako vplyv nezamestnanosti. Vo vývoji nominálnych miezd existuje vysoká intenzita zotrvačnosti. Štatisticky významný vplyv kvázi sezónneho filtra SD4 s kladným parametrom súvisí s nadpriemerným rastom miezd v každom 4. štvrtroku analyzovaného obdobia, ktorý nekorešponduje s vývojom inflácie, ani nezamestnanosti.

### 2.2.6. Štátny rozpočet

Regresné rovnice tohto bloku modelu zobrazujú vývoj hlavných príjmových položiek štátneho rozpočtu, teda daní. Daň z príjmu fyzických osôb (TDF) je na základe regresnej rovnice č. 61 (s časovým posunom  $(t - 4)$ ) krátkodobo i dlhodobo determinovaná odmenami zamestnancov vo všetkých sektoroch (YWT), pričom dlhodobá elasticita tejto dane na daný faktor je jednotková. Zotrvačnosť vo vývoji dane z príjmu fyzických osôb je pomerne malá.

Pre daň z príjmu právnických osôb (TDP) je v regresnej rovnici č. 62 (s časovým posunom v tvare  $(t - 1)$ ) určujúci vývoj HDP v bežných cenách (YP), ktorý je znížený o odmeny zamestnancov (YWT), hrubý zmiešaný dôchodok (YMI) a dôchodky z majetku (YPI). V dlhom období má tento faktor jednotkovú elasticitu, krátkodobý multiplikátor je tiež blízky k jednotke (0.9246). Časový trend (TIME) vyjadruje tendenciu poklesu výnosu tejto dane v čase (štvrtročne v priemere o 2.3 %) a sezónny filter SD3 jej pravidelný pokles v 3. štvrtroku. Zotrvačnosť vo vývoji tejto dane je zanedbateľná.

Daň z pridanej hodnoty (VAT) korešponduje podľa regresnej rovnice č. 64 s vývojom domáceho efektívneho dopytu, ktorý je zväčšený o celkový dovoz v bežných cenách (MGSP). Krátkodobá elasticita DPH na tento faktor je veľmi blízka jednotke, dlhodobá je jednotková. V dlhodobom vzťahu však vystupuje s jednotkovou elasticitou aj počet evidovaných nezamestnaných, ktorého rast pôsobí smerom k poklesu výnosu dane z pridanej hodnoty. Zotrvačnosť vo vývoji tejto dane je veľmi malá.

### 2.2.7. Monetárny sektor

Regresnými rovnicami tohto bloku modelu sme vyjadrili závislosť vývoja ponuky peňazí, celkových priemerných nominálnych úrokových sadziieb z úverov a vkladov, objemu bankových úverov podnikom a obyvateľstvu a prílevu priamych zahraničných investícií.

Regresná rovnica č. 73, ktorá vysvetľuje vývoj ponuky peňazí (M2), patrí z hľadiska špecifikácie k najobsažnejším, pričom všetky vysvetľujúce faktory ovplyvňujú objem M2 tak z krátkodobého, ako aj z dlhodobého hľadiska. Menovite ide o HDP v stálych cenách (Y95), ktorý má v dlhodobom vzťahu jednotkovú elasticitu, krátkodobý multiplikátor je 0.4737. Index spotrebiteľských cien (CPI) má obidve elasticity vyššie ako 1, pričom dlhodobá elasticita (1.4548) je vyššia ako krátkodobá (1.0683). Výmenný kurz SKK voči USD (ako bázičný index IREUS95) má v dlhodobom vzťahu tiež jednotkovú elasticitu, jeho krátkodobý multiplikátor je zhruba štvrtinový. Zotrvačnosť vo vývoji ponuky peňazí nie je podľa výsledkov odhadu príliš vysoká.

Podľa regresnej rovnice č. 74 reaguje vývoj priemerných nominálnych úrokových sadziieb z úverov (RICNT) v krátkom období na vývoj úrokových sadziieb z vkladov (RIDNT), ale z dlhodobého hľadiska je determinovaný celkovým objemom úverov (CRT) (v relácii k ponuke peňazí (M2)) s jednotkovou elasticitou. Pokiaľ ide o priemerné nominálne úrokové sadzby z vkladov (RIDNT), z regresnej rovnice č. 75 vyplýva, že ich vývoj závisí z krátkodobého i dlhodobého hľadiska od vývoja HDP v bežných cenách (YP) (v relácii k ponuke peňazí (M2)). Kým v dlhodobom vzťahu vystupuje tento faktor s jednotkovou elasticitou, krátkodobá elasticita je veľmi vysoká, pretože v porovnaní s dlhodobou predstavuje viac ako trojnásobok. V dlhodobom vzťahu pôsobí okrem toho s jednotkovou elasticitou aj vplyv vývoja kurzu SKK k USD. Intenzita zotrvačnosti vo vývoji úrokových sadziieb z vkladov i úverov je síce zhruba rovnaká, ale pomerne malá.

Objem bankových úverov podnikovej sféry (CRF) je podľa regresnej rovnice č. 76 determinovaný jediným vysvetľujúcim faktorom, a to celkovým domácim dopytom v bežných cenách (vrátane zmeny stavu zásob). Dlhodobá elasticita úverov vzhľadom na domáci dopyt (0.5937) je trojnásobne vyššia ako krátkodobý multiplikátor. Na rozdiel od ostatných regresných rovníc tohto bloku sa v tomto prípade uplatnil časový posun v tvare  $(t - 1)$ . Zotrvačnosť vo vývoji bankových úverov je značne vysoká.

Regresná rovnica č. 79 predstavuje prvý (interpretovateľný) výsledok modelového zobrazenia vývoja priamych zahraničných investícií (FDI), ktoré je v našich podmienkach stále najproblematickejšie. Existujú pritom dva možné spôsoby ich vyjadrenia, a to buď ako prílev v danom období (štvrt'roku),

alebo ako stav na konci obdobia (štvrt'roka), t. j. v kumulovanej podobe. Môžu byť vyjadrené buď v národnej mene (SKK) alebo v zahraničnej mene (najčastejšie v USD).

Odhadnutá regresná rovnica vyjadruje závislosť prílevu FDI v bežnom období (štvrt'roka) od aktuálneho vývoja výmenného kurzu SKK k USD (REUSD) a od reálnej mzdy v predchádzajúcom období (štvrt'roka). Kým oslabovanie kurzu SKK voči USD podľa prijatej hypotézy podporuje prílev FDI, rast reálnej mzdy ho naopak spomaľuje.

Odhadnuté elasticity obidvoch premenných sú však značne vysoké, čo môže spôsobovať problémy pri simulačných aplikáciách modelu. Dodatočným vysvetľujúcim faktorom je v tejto regresnej rovnici časový trend, ktorý vyjadruje autonómny rast FDI (štvrt'ročne v priemere o 4.3 %).

## Záver

Napriek problémom spomínaným v úvode tohto článku, v súčasnosti už existujú u nás prvé praktické výsledky a skúsenosti aj s využitím metodológie ECM pri konštrukcii ekonometrických modelov slovenskej ekonomiky. Spomedzi tých, ktoré boli aj publikované, ide o aplikácie tejto metodológie na modelovanie vývoja spotrebiteľských cien a miezd [3], vývozu a dovozu tovarov [4] a dopytu po peniazoch [5].

V tejto súvislosti možno spomenúť aj výsledky ekonometrického modelovania dopytu a ponuky na trhu práce [17], ktoré sa však získali na základe klasického prístupu. Prvá experimentálna verzia komplexného ekonometrického modelu slovenskej ekonomiky, ktorá využíva metodológiu ECM, vznikla v NBS [9].

Skúsenosti a poznatky získané pri konštrukcii všetkých uvedených modelov sú cenné najmä z hľadiska ďalšieho rozvoja tejto kategórie modelov u nás a využili sa aj pri tvorbe prezentovanej verzie modelu. Vznik ďalších verzií tohto modelu bude súvisieť s procesom jeho permanentnej aktualizácie a zdokonaľovania, o ktoré sa bude treba pokúšať predovšetkým v oblasti modelovania finančných a menových ukazovateľov a ich prepojenia s ukazovateľmi reálnej ekonomiky. Výsledky praktických aplikácií tohto modelu by mali slúžiť ako podporné informácie pri zostavovaní krátkodobých a strednodobých prognóz vývoja slovenskej ekonomiky.

## Literatúra

- [1] ARLT, J.: Moderní metody modelování ekonomických časových řad. GRADA Publishing 1999.
- [2] BANERJEE, A. – DONALDO, J. J. – GALBRAITH, J. W. – HENDRY, D. F.: Cointegration, Error Correction and the Econometric Analysis of Non-stationary Data. Oxford University Press 1993.
- [3] BENČÍK, M.: Skúmanie exogenity v nestacionárnych časových radoch: aplikácia na spotrebiteľské ceny a nominálne mzdy na Slovensku v rokoch 1990–1996. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 47, 1999, č. 1, s. 20–38.
- [4] BORS, L.: Price and Demand Sensitivity of the Slovakia's Foreign Trade. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 48, 2000, č. 5, s. 650–663.
- [5] ČÁRSKY, R. – GAVURA, M.: Modelovanie funkcie dopytu po peniazoch na Slovensku. *Biatec*, 5, 1997, č. 11, s. 15–22.
- [6] DICKEY, D. A. – FULLER, W. A.: Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979.
- [7] ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J.: Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 1987, zv. 55, s. 251–276.
- [8] E-Views User Guide. Version 2.0.
- [9] GAVURA, M. – TKÁČ, M.: Econometric Model NBS. [Paper presented at the Macromodels '99 and AMFET '99.] Rydzyna, Poland, 1.–4. decembra 1999.
- [10] GRIFFITHS, W. E. – HILL, R. C. – JUDGE, G. G.: Learning and Practicing Econometrics. New York, John Wiley & Sons, Inc. 1993.
- [11] HALUŠKA, J. – OLEXA, M. – ORSÁGOVÁ, J.: Štvrtročný ekonometrický model slovenskej ekonomiky QEM-ECM (Metodológia ECM a výsledky odhadu). Bratislava, INFO-STAT, január 2001.
- [12] HATRÁK, M.: Error Correction Models and Cointegration Analysis in Applied Econometrics. *CEJORE*, 6, 1998, č. 3–4, s. 183–191.
- [13] HENDRY, D. F. – PAGAN, A. R. – SARGAN, J. D.: Dynamic Specification. In: GRILLICHES, Z. – INTRILIGATOR, M. D. (eds.): *Handbook of Econometrics*. Amsterdam, North-Holland 1984, zv. 2, kap. 18, s. 1023–1100.
- [14] HUŠEK, R.: *Ekonometrická analýza*. Praha, EKOPRESS 1999.
- [15] CHAREMZA, W. W. – DEADMAN, D. F.: *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar Publishing Limited 1993.
- [16] JUSZCZAK-SZUMACHER, G. – MAJSTEREK, M. – WELFE, W.: An Application of Error Correction Estimation Method in the Quarterly Model of the Polish Economy WK-94. [Paper presented at the 4<sup>th</sup> ACE Seminar *Modelling Economies in Transition*.] Konstančin, Poland, 21.–26. marca 1994.
- [17] ŠUJAN, I. – ŠUIANOVÁ, M.: *Ekonometrická analýza vplyvov vybraných faktorov na zamestnanosť a nezamestnanosť v Slovenskej republike*. *Ekonomický časopis/Journal of Economics*, 48, 2000, č. 4, s. 424–441.

**MODEL QEM-ECM-1.0*****I. Spotreba a investície (s. c.)***

1.  $\Delta_4 \ln C95_t = 0.5066 + 0.5665 \Delta_4 \ln YRD_t - 0.7725 [\ln C95_{t-4} - 0.8307 \ln YRD_{t-4}] - 0.0885 SD4 + 0.0587 UC95$
2.  $\Delta \ln G95_t = 2.8211 + 0.5332 \Delta \ln (F/PG)_t + 1.9656 \Delta \ln LD\_G_t - 0.7256 [\ln G95_{t-1} - 0.7348 \ln (F/PG)_{t-1} - 2.7089 \ln LD\_G_{t-1}] - 0.0537 SD1 + 0.1646 UG95$
3.  $\Delta_4 \ln I95_t = -9.3465 + 2.9082 \Delta_4 \ln Y95_t + 1.3039 \Delta_4 \ln (CRF/PPI)_t - 0.8668 [\ln I95_{t-4} - \ln Y95_{t-4} - 1.6401 \ln (CRF/PPI)_{t-4}] + 0.3508 SD4 + 0.1444 UI95$

***II. Zahraničný obchod (s. c.)***

4.  $\Delta_4 \ln EGS95_t = -1.8439 + 0.8671 \Delta_4 \ln ((MEUP + MCZP)/PMEU)_t - 0.4237 \Delta_4 \ln (PEGS/PMEU * IREUS95)_t - 0.8756 [\ln EGS95_{t-4} - 1.2278 \ln ((MEUP + MCZP)/PMEU)_{t-4} + \ln (PEGS / (PMEU IREUS 95))_{t-4}] - 0.0840 SD1 + 0.1039 UEGS95$
5.  $EG95_t = EGS95_t \cdot QEG_t$
6.  $ES95_t = EGS95_t - EG95_t$
7.  $\Delta_4 \ln MGS95_t = -3.2750 + 1.7203 \Delta_4 \ln (C95 + G95 + I95 + EGS95)_t - 0.4655 \Delta_4 \ln (PMGS/PAED)_t - 0.8788 [\ln MGS95_{t-4} - 1.5041 \ln (C95 + G95 + I95 + EGS95)_t + \ln (PMGS/PAED)_{t-4}] + 0.0708 SD1 - 0.0602 SD4 + 0.0648 UMGS95$
8.  $MG95_t = MGS95_t \cdot QMG_t$
9.  $MS95_t = MGS95_t - MG95_t$

***III. Obchodná bilancia (s. c.)***

10.  $XG95_t = EG95_t - MG95_t$
11.  $XS95_t = ES95_t - MS95_t$
12.  $XGS95_t = XG95_t + XS95_t$

***IV. Hrubý domáci produkt (s. c., b. c., USD)***

13.  $Y95_t = C95_t + G95_t + I95_t + DJ95_t + XGS95_t$
14.  $YP_t = Y95_t \cdot Py_t$
15.  $Y\$_t = YP_t / REUSD_t$

***V. Zamestnanosť, nezamestnanosť a produktivita práce***

16.  $\Delta_4 \ln LD_t = 0.6761 + 0.6577 \Delta_4 \ln Y95_t - 0.0758 \Delta_4 \ln (W/PPI)_t - 0.1506 [\ln LD_{t-4} + \ln Y95_{t-4} + \ln (W/PPI)_{t-4}] + 0.0184 SD4 + 0.0281 ULD$
17.  $LD\_G_t = LD_t \cdot QLD\_G_t$
18.  $LU_t = LS_t - LD_t \cdot QLD_t$
19.  $RU_t = 100 \cdot LU_t / LS_t$
20.  $LP95_t = Y95_t / LD_t$
21.  $LPP_t = YP_t / LD_t$
22.  $LP\$_t = Y\$_t / LD_t$

*VI. Cenové indexy a deflátoxy*

23.  $\Delta_4 \ln \text{PEGS}_t = -0.0278 + 1.2347 \Delta_4 \ln \text{PPI}_t + 0.1286 \Delta_4 \ln (\text{PMEU} \cdot \text{IREUS95})_t -$   
 $- 0.3287 [\ln \text{PEGS}_{t-4} - \ln \text{PPI}_{t-4}] + 0.0318 \text{UPEGS}$
24.  $\Delta_4 \ln \text{PMGS}_t = -5.4136 + 0.5386 \Delta_4 \ln \text{PMEU}_t + 0.5225 \Delta_4 \ln \text{IREUS95}_t -$   
 $- 0.4947 [\ln \text{PMGS}_{t-4} - 2.4144 \ln \text{PMEU}_{t-4} - 1.4335 \ln \text{IREUS95}_{t-4}] +$   
 $+ 0.039 \text{UPMGS}$
25.  $\Delta_4 \ln \text{PPI}_t = -0.1100 + 0.4350 \Delta_4 \ln ((\text{PEGS} + \text{PMGS})/2)_t - 0.3431 [\ln \text{PPI}_{t-4} -$   
 $- \ln ((\text{PEGS} + \text{PMGS})/2)_{t-4}] + 0.0077 \text{SD4} + 0.0513 \text{UPPI}$
26.  $\Delta_4 \ln \text{CPI}_t = 0.0067 + 0.8713 \Delta_4 \ln \text{PPI}_t + 0.1684 \Delta_4 \ln \text{IREUS95}_t - 0.2272 [\ln \text{CPI}_{t-4} -$   
 $- \ln \text{PPI}_{t-4} - \ln \text{IREUS95}_{t-4}] + 0.0331 \text{UCPI}$
27.  $\Delta_4 \ln \text{PC}_t = 0.0136 + 0.9527 \Delta_4 \ln \text{CPI}_t - 0.5607 [\ln \text{PC}_{t-4} - \ln \text{CPI}_{t-4}] + 0.0248 \text{UPC}$
28.  $\Delta_4 \ln \text{PG}_t = -0.0014 + 0.9328 \Delta_4 \ln \text{CPI}_t - 0.5622 [\ln \text{PG}_{t-4} - \ln \text{CPI}_{t-4}] + 0.0645 \text{UPG}$
29.  $\Delta_4 \ln \text{PI}_t = 0.0545 + 0.8357 \Delta_4 \ln \text{PPI}_t - 0.4621 [\ln \text{PI}_{t-4} - \ln \text{PPI}_{t-4}] + 0.0976 \text{UPI}$
30.  $\Delta_4 \ln \text{PY}_t = 0.0438 + 0.4147 \Delta_4 \ln \text{CPI}_t - 0.4456 [\ln \text{PY}_{t-4} - 0.5040 \ln \text{CPI}_{t-4} -$   
 $- 0.1591 \ln \text{PMGS}_{t-4}] + 0.0272 \text{UPY}$
31.  $\text{PAED}_t = (\text{CP} + \text{GP} + \text{IP} + \text{EGSP})_t / (\text{C95} + \text{G95} + \text{I95} + \text{EGS95})_t$

*VII. Zahraničný obchod (b. c.)*

32.  $\text{EGSP}_t = \text{EGS95}_t \cdot \text{PEGS}_t$
33.  $\text{EGP}_t = \text{EG95}_t \cdot \text{PEGS}_t$
34.  $\text{ESP}_t = \text{EGSP}_t - \text{EGP}_t$
35.  $\text{MGSP}_t = \text{MGS95}_t \cdot \text{PMGS}_t$
36.  $\text{MGP}_t = \text{MG95}_t \cdot \text{PMGS}_t$
37.  $\text{MSP}_t = \text{MGSP}_t - \text{MGP}_t$

*VIII. Obchodná bilancia (b. c.)*

38.  $\text{XGP}_t = \text{EGP}_t - \text{MGP}_t$
39.  $\text{XSP}_t = \text{ESP}_t - \text{MSP}_t$
40.  $\text{XGSP}_t = \text{XGP}_t + \text{XSP}_t$

*IX. Zahraničný obchod (USD)*

41.  $\text{EG}\$_t = \text{EGP}_t / \text{REUSD}_t$
42.  $\text{ES}\$_t = \text{ESP}_t / \text{REUSD}_t$
43.  $\text{EGS}\$_t = \text{EG}\$_t + \text{ES}\$_t$
44.  $\text{MG}\$_t = \text{MGP}_t / \text{REUSD}_t$
45.  $\text{MS}\$_t = \text{MSP}_t / \text{REUSD}_t$
46.  $\text{MGS}\$_t = \text{MG}\$_t + \text{MS}\$_t$

*X. Obchodná bilancia (USD)*

47.  $\text{XG}\$_t = \text{EG}\$_t - \text{MG}\$_t$
48.  $\text{XS}\$_t = \text{ES}\$_t - \text{MS}\$_t$
49.  $\text{XGS}\$_t = \text{XG}\$_t + \text{XS}\$_t$

**XI. Spotreba a investície (b. c.)**

$$\begin{aligned} 50. CP_t &= C95_t \cdot PC_t \\ 51. GP_t &= G95_t \cdot PG_t \\ 52. IP_t &= I95_t \cdot PI_t \end{aligned}$$

**XII. Mzdy a príjmy obyvateľstva**

$$\begin{aligned} 53. \Delta_4 \ln W_t &= 2.1356 + 0.4505 \Delta_4 \ln CPI_t - 0.1120 \Delta_4 \ln RU_t - \\ &\quad - 0.1783 [\ln W_{t-4} - \ln CPI_{t-4} + \ln RU_{t-4}] + 0.0196 SD4 + 0.0211 UW \\ 54. WR_t &= W_t / CPI_t \\ 55. W\$_t &= W_t / REUSD_t \\ 56. YW_t &= 3 \cdot W_t \cdot LD_t \cdot QYW_t \\ 57. YWT_t &= YW_t \cdot QYWT_t \\ 58. YT_t &= YWT_t + YMI_t + YPI_t + YSI_t + YO_t \\ 59. YD_t &= YT_t - TT_t \\ 60. YRD_t &= YD_t / CPI_t \end{aligned}$$

**XIII. Štátny rozpočet**

$$\begin{aligned} 61. \Delta_4 \ln TDF_t &= -1.6404 + 0.7741 \Delta_4 \ln YWT_t - 0.6597 [\ln TDF_{t-4} - \ln YWT_{t-4}] + \\ &\quad + 0.0481 SD1 + 0.2580 UTDF \\ 62. \Delta \ln TDP &= -1.4578 + 0.9246 \Delta \ln (YP - YWT - YMI - YPI)_t - 0.9344 [\ln TDP_{t-1} - \\ &\quad - \ln (YP - YWT - YMI - YPI)_{t-1}] - 0.0227 TIME - 0.2210 SD3 + \\ &\quad + 0.9015 UTDP \\ 63. TD_t &= TDF_t + TDP_t \\ 64. \Delta_4 \ln VAT_t &= -3.7123 + 0.9135 \Delta_4 \ln (CP + GP + IP + MGSP)_t - 0.8994 [\ln VAT_{t-4} - \\ &\quad - \ln (CP + GP + IP + MGSP)_{t-4} + \ln LU_{t-4}] + 0.4797 UVAT \\ 65. \Delta \ln TC_t &= -0.8198 + 1.5496 \Delta \ln CP_t - 0.3334 [\ln TC_{t-1} - \ln CP_{t-1}] - 0.3749 SD1 + \\ &\quad + 0.2846 UTC \\ 66. TI_t &= VAT_t + TC_t \\ 67. \Delta \ln CLO_t &= -0.1688 + 0.9912 \Delta \ln MGSP_t - 0.0394 [\ln CLO_{t-1} - \ln MGSP_{t-1}] - \\ &\quad - 0.1916 SD1 + 0.2651 UCLO \\ 68. TIT_t &= CLO_t + TIS_t \\ 69. FT_t &= TD_t + TI_t + TIT_t + TO_t \\ 70. FNT_t &= FT_t \cdot QNFT_t \\ 71. FY_t &= FT_t + FNT_t \\ 72. F_t &= FY_t - SG_t \end{aligned}$$

**XIV. Menový blok**

$$\begin{aligned} 73. \Delta_4 \ln M2_t &= 0.6714 + 0.4737 \Delta_4 \ln Y95_t + 1.0683 \Delta_4 \ln CPI_t - 0.2555 \Delta_4 \ln IREUS95_t - \\ &\quad - 0.6808 [\ln M2_{t-4} - \ln Y95_{t-4} - 1.4548 \ln CPI_{t-4} + \ln IREUS95_{t-4}] + \\ &\quad + 0.0533 SD1 + 0.0481 UM2 \\ 74. \Delta_4 \ln RICNT_t &= 1.9144 + 0.2969 \Delta_4 \ln RIDNT_t - 0.7450 [\ln RICNT_{t-4} - \\ &\quad - \ln (CRT/M2)_{t-4}] + 0.0962 URICNT \\ 75. \Delta_4 \ln RIDNT_t &= 2.3261 + 3.5309 \Delta_4 \ln (YP/M2)_t - 0.7755 [\ln RIDNT_{t-4} - \\ &\quad - \ln (YP/M2)_{t-4} - \ln IREUS95_{t-4}] + 0.0744 SD1 + 0.3356 URIDNT \\ 76. \Delta \ln CRF_t &= 0.9015 + 0.1952 \Delta \ln (CP + GP + IP + DJP)_t - 0.3288 [\ln CRF_{t-1} - \\ &\quad - 0.5937 \ln (CP + GP + IP + DJP)_{t-1}] + 0.0326 UCRF \end{aligned}$$



77.  $\Delta_4 \ln CRH_t = -3.1901 + 0.7427 \Delta_4 \ln CP_t - 0.0391 [\ln CRH_{t-4} - 20.1666 \ln CP_{t-4} + \ln RICNT_{t-4}] + 0.0202 SD1 + 0.0882 UCRH$
78.  $CRT_t = CRF_t + CRH_t$
79.  $\ln FDI_t = 18.1181 + 2.7245 \ln REUSD_t - 3.1084 \ln (W/PPI)_{t-1} + 0.0430 TIME + 0.2402 SD3 + 0.5331 SD4 + 1.7077 UFDI$
80.  $IREUS95_t = REUSD_t / 29.7350$

## Zoznam premenných modelu QEM-ECM-1.0

### 1. Endogénne premenné

<i>Symbol</i>	<i>Definícia</i>
C95	Konečná spotreba domácností, mld Sk, s. c. 1995
G95	Konečná spotreba štátnej správy, mld Sk, s. c. 1995
I95	Tvorba hrubého fixného kapitálu, mld Sk, s. c. 1995
EGS95	Vývoz tovarov a služieb, mld Sk, s. c. 1995
EG95	Vývoz tovarov, mld Sk, s. c. 1995
ES95	Vývoz služieb, mld Sk, s. c. 1995
MGS95	Dovoz tovarov a služieb, mld Sk, s. c. 1995
MG95	Dovoz tovarov, mld Sk, s. c. 1995
MS95	Dovoz služieb, mld Sk, s. c. 1995
XG95	Saldo obchodnej bilancie, mld Sk, s. c. 1995
XS95	Saldo bilancie služieb, mld Sk, s. c. 1995
XGS95	Saldo obchodnej bilancie a bilancie služieb, mld Sk, s. c. 1995
Y95	Hrubý domáci produkt, mld Sk, s. c. 1995
YP	Hrubý domáci produkt, mld Sk, b. c.
Y\$	Hrubý domáci produkt, mld USD
LD	Zamestnanosť v hospodárstve SR (dopyt), mil. osôb
LD_G	Zamestnanosť vo verejnom sektore, mil. osôb
LU	Nezamestnanosť (evidovaná), mil. osôb
RU	Miera nezamestnanosti, %
LP95	Produktivita práce, tis. Sk, s. c. 1995
LPP	Produktivita práce, tis. Sk, b. c.
LP\$	Produktivita práce, tis. USD
PEGS	Deflátor vývozu tovarov a služieb, 1995 = 1
PMGS	Deflátor dovozu tovarov a služieb, 1995 = 1
PPI	Index cien priemyselných výrobcov, 1995 = 1
CPI	Index spotrebiteľských cien tovarov a služieb, 1995 = 1
PC	Deflátor konečnej spotreby domácností, 1995 = 1
PG	Deflátor konečnej spotreby štátnej správy, 1995 = 1
PI	Deflátor tvorby hrubého fixného kapitálu, 1995 = 1
PY	Deflátor hrubého domáceho produktu, 1995 = 1
PAED	Deflátor agregátneho efektívneho dopytu, 1995 = 1
EGSP	Vývoz tovarov a služieb, mld Sk, b. c.
EGP	Vývoz tovarov, mld Sk, b. c.

ESP	Vývoz služieb, mld Sk, b. c.
MGSP	Dovoz tovarov a služieb, mld Sk, b. c.
MGP	Dovoz tovarov, mld Sk, b. c.
MSP	Dovoz služieb, mld Sk, b. c.
XGP	Saldo obchodnej bilancie, mld Sk, b. c.
XSP	Saldo bilancie služieb, mld Sk, b. c.
XGSP	Saldo obchodnej bilancie a bilancie služieb, mld Sk, b. c.
EG\$	Vývoz tovarov, mld USD
ES\$	Vývoz služieb, mld USD
EGS\$	Vývoz tovarov a služieb, mld USD
MG\$	Dovoz tovarov, mld USD
MS\$	Dovoz služieb, mld USD
MG\$S	Dovoz tovarov a služieb, mld USD
XG\$	Saldo obchodnej bilancie, mld USD
XS\$	Saldo bilancie služieb, mld USD
XGS\$	Saldo obchodnej bilancie a bilancie služieb, mld USD
CP	Konečná spotreba domácností, mld Sk, b. c.
GP	Konečná spotreba štátnej správy, mld Sk, b. c.
IP	Tvorba hrubého fixného kapitálu, mld Sk, b. c.
W	Priemerná mesačná mzda (nominálna), Sk
WR	Priemerná mesačná mzda (reálna), s. c. 1995
W\$	Priemerná mesačná mzda, USD
YW	Hrubé mzdy a platy, mld Sk
YWT	Odmeny zamestnancov (zo všetkých sektorov), mld Sk
YT	Bežné príjmy domácností, mld Sk
YD	Hrubý disponibilný dôchodok domácností (nominálny), mld Sk
YRD	Hrubý disponibilný dôchodok domácností (reálny), mld Sk
TDF	Daň z príjmu fyzických osôb, mld Sk
TDP	Daň z príjmu právnických osôb, mld Sk
TD	Priame dane, mld Sk
VAT	Daň z pridanej hodnoty, mld Sk
TC	Spotrebná daň, mld Sk
TI	Nepriame dane, mld Sk
CLO	Daň z dovozu (clo), mld Sk
TIT	Daň z medzinárodného obchodu, mld Sk
FT	Celkové daňové príjmy štátneho rozpočtu, mld Sk
FNT	Nedaňové príjmy štátneho rozpočtu, mld Sk
FY	Celkové príjmy štátneho rozpočtu, mld Sk
F	Celkové výdavky štátneho rozpočtu, mld Sk
M2	Ponuka peňazí (M2), mld Sk
RICNT	Priemerná úroková miera z úverov (nominálna), %
RIDNT	Priemerná úroková miera z vkladov (nominálna), %
CRF	Objem bankových úverov pre podniky, mld Sk
CRH	Objem bankových úverov pre domácností, mld Sk
CRT	Objem bankových úverov spolu, mld Sk
FDI	Priame zahraničné investície, mld Sk
IREUS95	Index výmenného kurzu SKK vs. USD, 1995 = 1

## 2. Exogénne premenné

<i>Symbol</i>	<i>Definícia</i>
MEUP	Objem dovozu krajín EÚ, mld USD
MCZP	Objem dovozu Českej republiky, mld USD
PMEU	Deflátor dovozu krajín EÚ, 1995 = 1
QEG	Podiel vývozu tovarov na vývoze tovarov a služieb
QMG	Podiel dovozu tovarov na dovoze tovarov a služieb
DJ95	Zmena stavu zásob, mld Sk, s. c. 1995
REUSD	Výmenný kurz SKK vs. USD, nominálny
QLD_G	Podiel zamestnancov vo verejnom sektore na celkovej zamestnanosti v hospodárstve SR
QLD	Prepočítací koeficient pre počet (evidovaných) nezamestnaných
LS	Ponuka na trhu práce, mil. osôb
QYW	Prepočítací koeficient pre hrubé mzdy a platy
QYWT	Prepočítací koeficient pre odmeny zamestnancov
YMI	Hrubý zmiešaný dôchodok domácností, mld Sk
YPI	Dôchodky domácností z majetku, mld Sk
YSI	Sociálne dávky (okrem naturálnych sociálnych transferov), mld Sk
YO	Ostatné bežné transfery do domácností (príjmové), mld Sk
TT	Bežné výdavky domácností, mld Sk
TIME	Časový trend
TIS	Výnosy z dovoznej prirážky, mld Sk
TO	Ostatné príjmy štátneho rozpočtu, mld Sk
SG	Deficit štátneho rozpočtu, mld Sk
DJP	Zmena stavu zásob, mld Sk, b. c.
SDI	Sezónny filter pre štvrt'rok $i$ , $i = 1, 2, 3, 4$
Uj	Umelá premenná vysvetľujúca endogénnu premennú $j$ ( $j = C95, G95, I95, \dots, FDI$ )

## A QUARTERLY ECONOMETRIC MODEL OF THE SLOVAK ECONOMY QEM-ECM-1.0

Ján HALUŠKA – Michal OLEXA – Judita ORSÁGOVÁ

The quarterly econometric model QEM-ECM-1.0 represents an experimental version of a new model of the Slovak economy which is based on the application of the ECM methodology. It was developed during 2000 and, from its economic content point of view, it follows the econometric models of the Slovak economy being developed in INFOSTAT, Bratislava during the previous time period.

In line with the principles of the market economy, the demand character is the dominating feature of this model which is expressed by a demand specification of regression equations presenting prevalingly the development of the main macroeconomic

indicators of the real economy. The limiting factor in this sense is the short history of market relations in the Slovak economy which has influenced also the specification of the final forms of model's regression equations.

The presented experimental version of the econometric model of the Slovak economy is formed by a simultaneous system of 80 dynamic, linear and non-linear equations and identities which express the relationships between 135 variables. The core of the econometric model QEM-ECM-1.0 is formed by 26 regression equations of which 25 are estimated based on the ECM methodology and one has the classical econometric form.

It is well known that the ECM methodology, being created by R. Engle and C. Granger, is based on the combination of statistical and econometric methods. Its attractiveness lies in the fact that, on the contrary to the classical econometric approach, it allows to express separately the short-term and long-term influences of explanatory variables on the development of the explained variable within the estimation of the regression equation

The development of the main macroeconomic aggregates of the Slovak economy from the area of its real, financial and banking sectors is presented by the means of particular regression equations of the model. The following variables belong to the main endogenous variables of the model: GDP and the components of its use, trade balance and the balance of services, employment and unemployment, deflators of GDP and its components, nominal and real wages in the Slovak economy, state budget revenues and expenditures, money supply, amount of credits, interest rates etc.

Among the key exogenous variables expressing the main tools of the macroeconomic policy belong the following ones: exchange rate and the state budget balance. Among the so called truly exogenous variables one can put the indicators of the import to the EU and the Czech Republic and the price index of imports to the EU member countries.

The set of regression equations and identities of the model, from their economic content point of view, can be divided into the following blocks:

- consumption and investment,
- foreign trade (at current and constant prices),
- GDP and its components (at current and constant prices),
- price indices and deflators,
- employment, unemployment and labour productivity,
- wages, receipts and expenditures of population,
- state budget (tax and non-tax revenues, expenditures),
- monetary block (money supply, interest rates, credits, FDI and exchange rates).

The working data base of the econometric model of the Slovak economy QEM-ECM-1.0 contains more than 150 quarterly time series of real, derived and auxiliary

---

variables. The time horizon of the data base covers the period from the 1<sup>st</sup> quarter 1993 up to 2<sup>nd</sup> quarter 2000, i. e. 30 quarterly observations. The real values of time series of particular variables in combination with the seasonal filters were used for the estimation of the parameters of regression equations of the model. All regression equations of the model were estimated by the means of the OLS method where the starting year of the estimation was, as a rule, the year 1994. The system Eviews was used for the creation of data base as well as for the estimation of regression equations.

The article consists of two parts. The first part briefly describes the methodological approach which has been applied when constructing and estimating the regression equations with the error correction term. These equations form the core of the new experimental version of the econometric model of the Slovak economy QEM-ECM-1.0. The general characteristics of this model, results of the estimation of regression equations and their brief interpretation are the subject of the second part of the article. The notation of the model in the form of a simultaneous set of equations is, together with the list of its variables, presented in the Annex.