



Analýza a modelovanie výkonnosti priemyslu

Ekonometrický prístup na báze kointegrácie

Ján Haluška

INFOS – Inštitút informatiky a štatistiky

Priemysel je odvetvím, ktoré sa v slovenskej ekonomike významnou mierou podieľa na krytí domáceho aj vonkajšieho dopytu. Jeho produkcia vo forme tovarov totiž smeruje jednak na domáci trh a jednak prostredníctvom vývozu do zahraničia. Na ilustráciu výkonnosti priemyslu možno uviesť, že v roku 2008, teda bezprostredne pred vznikom svetovej hospodárskej krízy, dosiahli tržby priemyslu za vlastné výkony a tovar v bežných cenách približne 72 mld. €, z čoho polovica pochádzala z tuzemska a polovica zo zahraničia.

Úvod

Vplyvom globálnej hospodárskej a finančnej krízy sa výkonnosť slovenského priemyslu v roku 2009 znížila [5]. Pokles domáceho i vonkajšieho dopytu vyústil do zníženia jeho tržieb medziročne približne o 15 mld. €, pričom pokles tržieb z tuzemska bol o 1 mld. € hlbší ako pokles tržieb zo zahraničia. Od roku 2010 sa výkonnosť priemyslu začala opäť zvyšovať a v roku 2012 jeho tržby dosiahli 82,3 mld. €, čím prekročili predkrízovú úroveň z roku 2008 zhruba o 10 mld. €. Zásľuhu na tom má však rast tržieb zo zahraničia, pretože tržby priemyslu z tuzemska nedosiahli predkrízovú úroveň ani v roku 2012 (boli nižšie o 0,2 mld. €). Na druhej strane tržby priemyslu zo zahraničia dosiahli predkrízovú úroveň už v roku 2010 a v roku 2012 ju prekročili (zhruba o 10 mld. €). Podiel tuzemska v štruktúre tržieb priemyslu tým v roku 2012 klesol na 43,5 %, kým podiel zahraničia stúpol na 56,5 %.

Na obnovení rastu výkonnosti priemyslu po roku 2009 sa v rozhodujúcej miere podieľal vonkajší dopyt po produkcii nových výrobných kapacít v au-

tomobilovom a elektrotechnickom priemysle, ktoré boli po vstupe SR do EÚ vybudované na báze priamych zahraničných investícií (FDI). Zásľuhou nových výrobných kapacít v priemysle sa výrazne zvýšila exportná schopnosť slovenskej ekonomiky, dôkazom čoho je aj obrát vo vývoji obchodnej bilancie v roku 2009¹. Vzhľadom na to, že rast výkonnosti slovenskej ekonomiky bol v posledných troch rokoch založený takmer výlučne len na raste jej exportnej schopnosti, je potrebné vývoj výkonnosti priemyslu analyzovať v kontexte vývoja domáceho a vonkajšieho dopytu a vzťah medzi nimi kvantifikovať. To bolo cieľom analýzy a modelovania, ktorých výsledky sú prezentované v tomto článku. Východiskom boli mesačné časové rady relevantných štatistických ukazovateľov. Keďže ide o nestacionárne časové rady, analýza je založená na princípoch skúmania kointegrácie, čo vedie ku konštrukcii modelu s korekčným členom.

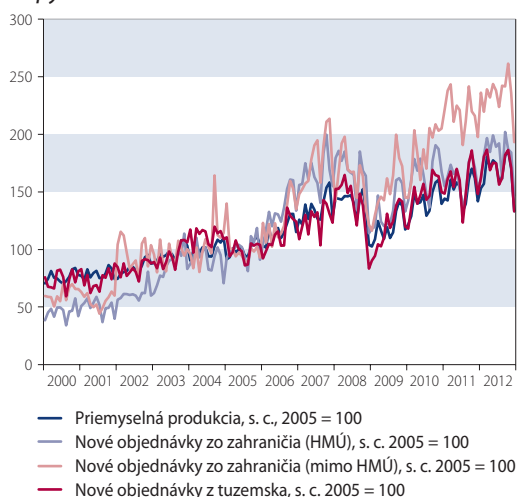
¹ Kým pred rokom 2009 sa obchodná bilancia vyznačovala permanentne sklonom k deficitu, od roku 2009 vykazuje naopak sklon k prebytku, ktorý má navyše tendenciu narastať.

ČASOVÉ RADY SKÚMANÝCH UKAZOVATEĽOV, ICH VÝVOJ A ŠTATISTICKÉ VLASTNOSTI

Predmetom analýzy a modelovania je výkonnosť priemyslu, ktorej vývojová tendencia je vyjadrená mesačným časovým radom indexu produkcie priemyslu (IPP). Výkonnosť priemyslu sa skúma v závislosti od vývoja relevantných ukazovateľov aproximujúcich vplyv domáceho a vonkajšieho dopytu. Vplyv vonkajšieho dopytu je vyjadrený mesačnými časovými radmi nových objednávok separátne z HMÚ a mimo HMÚ v bežných cenách (NOEP, NOXP), ktoré sú na účely modelovania aproximatívne transformované do stálych cien pomocou cien priemyselných výrobcov na export (PPIX). Domáci dopyt je reprezentovaný mesačným časovým radom nových objednávok z tuzemska v bežných cenách (NODP), ktorý je do stálych cien transformovaný pomocou cien priemyselných výrobcov pre tuzemsko (PPI). Analýza a modelovanie sú založené na údajoch za január 2000 až december 2012, čo znamená, že časový rad každého z uvedených ukazovateľov obsahuje 156 mesačných pozorovaní.

Vývoj uvedených ukazovateľov v skúmanom období je na grafe 1 zobrazený vo forme ich bá-

Graf 1 Výkonnosť priemyslu vs domáci a vonkajší dopyt



Zdroj: ŠÚ SR.



- 2 Okrem rastúceho trendu (so zlomom) je ďalšou spoločnou vlastnosťou časových radov všetkých analyzovaných ukazovateľov sezónnosť. Skutočnosť, že vývoj jednotlivých časových radov je štatisticky významne determinovaný vplyvom sezónnosti, teda pravidelným sezónnym vzostupom, resp. poklesom v tých istých mesiacoch každého roka, vyplýva z ich vizuálneho posúdenia a exaktne z výsledkov sezónnej analýzy týchto časových radov. Nástrojom sezónnej analýzy bola metodológia TRAMO/SEATS, ktorá je implementovaná v programovom systéme EViews [1].
- 3 Časový rad sa vo všeobecnosti považuje za stacionárny, ak sú jeho stochastické vlastnosti invariálne voči času, t. j. jeho priemer, rozptyl a kovariancia nezávisia od času. Inými slovami, napriek prídávajúcemu počtu pozorovaní v časovom rade nemajú uvedené tri popisné charakteristiky tendenciu meniť sa (rásť alebo klesať).
- 4 V skutočnosti bude matica X obsahovať viac ako jednu vysvetľujúcu premennú. Keďže modelovanie bude založené na originálnych časových radoch, prichádza do úvahy (vzhľadom na výsledky sezónnej analýzy) popri reálnych vysvetľujúcich premenných aj použitie niektorých z 12 sezónnych premenných ($SD1, SD2, \dots$, až $SD12$).

zických indexov so základom priemerný mesiac roku 2005 = 100. Z grafického zobrazenia vyplýva, že spoločným znakom vývoja všetkých štyroch ukazovateľov je výrazný prepád, ktorý zaznamenali začiatkom roku 2009. Ide o zlom trendu v ich vývoji, ktorý súvisel s nástupom globálnej finančnej a hospodárskej krízy. Pred zlomom vykazovali všetky prevažne rastúci trend, ktorý sa v ich vývoji – s určitým časovým odstupom po zlome – obnovil, pričom v roku 2012 každý z nich prekonal svoju predkrízovú úroveň z roku 2008.²

Rozhodujúcou vlastnosťou časových radov (makro)ekonomických ukazovateľov, ktorú je potrebné skúmať z hľadiska ich modelovania, je stacionarita³. Testovanie časových radov na stacionaritu je nevyhnutné pre regresnú analýzu. Nestacionarita časových radov totiž vedie k problému tzv. zdanlivej alebo falošnej regresie (*spurious regression*), ktorej výsledky sú bezcenné [1]. Stacionarita sa zisťovala pomocou rozšíreného (*augmented*) Dickeyho-Fullerovho (ADF) testu v programovom systéme EViews. Na základe výsledkov ADF testu možno konštatovať, že časové rady všetkých troch analyzovaných ukazovateľov sú nestacionárne, t. j. vykazujú prítomnosť tzv. jednotkového koreňa (*unit root*). Presnejšie povedané, ide o integrované časové rady typu $I(1)$, čo znamená, že časové rady ich 1. diferencií sú stacionárne, teda typu $I(0)$.

Testovanie stacionarity je veľmi dôležité, pretože premenné (ukazovatele), ktorých časové rady sú nestacionárne, by sa v regresných modeloch nemali používať pre hrozbu falošnej regresie. Toto pravidlo však neplatí všeobecne. Existujú totiž aj také prípady, keď regresia s nestacionárnymi časovými radmi nemusí byť zdanlivá. Sú to špecifické prípady, keď individuálne síce ide o nestacionárne, teda integrované časové rady (napr. typu $I(1)$), ich určitá lineárna kombinácia však napriek tomu nepredstavuje nestacionárny, ale stacionárny časový rad $I(0)$.

Uvedená situácia sa z ekonomického hľadiska interpretuje ako rovnovážny stav a takéto premenné sa nazývajú kointegrované. Dokonca platí, že ak dve alebo viac premenných sú kointegrované, potom medzi nimi existuje dlhodobý rovnovážny stav, hoci z krátkodobého hľadiska môžu byť v nerovnováhe. Priamym dôsledkom kointegrácie je fakt, že diferencovanie nie je jediný spôsob, ktorým možno eliminovať nestacionaritu časových radov.

Koncept kointegrácie má kľúčový význam pre ekonometrické modelovanie. Predstavuje totiž formálny návod na testovanie a odhad dlhodobých vzťahov medzi (makro)ekonomickými premennými. Engle a Granger, ktorí sú autormi tohto konceptu [2], ukázali, že vzájomný vzťah kointegrovaných premenných možno vyjadriť pomocou modelu s mechanizmom korekcie chyby (*Error Correction Mechanism* – *ECM*). Chybou sa rozumie odklon kointegrovaných premenných z trajektórie ich dlhodobej rovnováhy. Daný mechanizmus slúži na korekciu tohto odklonu vtedy, keď medzi kointegrovanými premennými vznikne krátkodobý nerovnovážny stav, k čomu v praxi dochádza veľmi často. Model s korekciou chyby tým umožňuje prepojiť

skúmanie krátkodobej dynamiky kointegrovaných premenných s ich dlhodobou rovnováhou.

MODEL S KOREKČNÝM ČLENOM A JEHO KONŠTRUKCIA

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

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

X_t je vysvetľujúca premenná,⁴
 u_t je náhodná (reziduálna) premenná s nulovou strednou hodnotou a konštantným rozptylom, t. j. stacionárny časový rad, potom zodpovedajúci *ECM*, odhadnutý pomocou stacionárnych premenných, má všeobecný tvar:

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

resp.

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

kde

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

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

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

Všetky premenné, ktoré vystupujú vo vzťahu (2), sú stacionárne. Náhodná premenná u_t je stacionárna (z definície) a premenné X_t a Y_t , ktoré sú vyjadrené v tvare ich 1. diferencií sú tiež stacionárne, pretože diferencovanie je transformácia, ktorou sa z nestacionárnej premennej stáva stacionárna premenná. Pri kvantifikácii parametrov modelu s korekčným členom teda nevzniká problém tzv. zdanlivej regresie.

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

Ak z testovania vyplýva, že časový rad rezíduí je stacionárny, potom sa vzťah (1) interpretuje ako dlhodobý rovnovážny vzťah medzi premennými X_t a Y_t a odhadnuté parametre (a, b) tvoria tzv. kointegračný vektor. Stacionaritu časového radu rezíduí možno testovať tiež pomocou ADF testu, ale hodnotu vypočítanej t -štatistiky je potrebné porovnať s MacKinnonovou kritickou hodnotou, ktorá nie je totožná so štandardne používanou kritickou hodnotou ADF testu používanou pri testovaní stacionarity originálnych časových radov [4].

Na kvantifikáciu parametrov modelu v tvare *ECM* možno využiť Engleov-Grangerov algoritmus, ktorý tvorí postupnosť dvoch krokov [1, 3]. V 1. kroku sa pomocou metódy najmenších štvorcov odhadne



dlhodobý rovnovážny vzťah medzi nestacionárnymi premennými. Odhadnuté parametre dlhodobého modelového vzťahu sú zložkami hľadaného kointegračného vektora. V 2. kroku sa pomocou časového radu rezíduí vyplývajúceho z dlhodobého vzťahu, oneskoreného o jedno obdobie (mesiac), odhadne ekonometrický model v tvare ECM.

Zatiaľ čo parameter b vo vzťahu (1) predstavuje dlhodobú elasticitu závisle premennej na jednotkovú zmenu nezávisle premennej, parameter c vo vzťahoch (2) a (3) vyjadruje jej krátkodobú elasticitu. Špecifický význam vo vzťahoch (2) a (3) má parameter λ , pretože je to parameter korekčného člena, ktorý prepája krátkodobú dynamiku vývoja kointegrovaných premenných s ich dlhodobým rovnovážnym vzťahom. Nazýva sa tiež korekčný koeficient a veľmi dôležitá je jeho interpretácia. Hodnota tohto parametra vyjadruje, aká časť odchýlky od rovnovážneho stavu je korigovaná v každom úseku (mesiaci) analyzovaného obdobia. V tejto súvislosti možno na ilustráciu uviesť nasledujúce tri prípady:

1. ak $\lambda = 1$, potom odchýlka od rovnovážneho stavu je korigovaná okamžite a úplne (každý mesiac),
2. ak $\lambda = 0,5$, potom je korigovaná polovica veľkosti odchýlky od rovnovážneho stavu (každý mesiac),
3. ak $\lambda = 0$, nedochádza k žiadnej korekcii, čo znamená, že dané premenné nie sú kointegrované, teda dlhodobý rovnovážny vzťah medzi nimi neexistuje.

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

MODEL S KOREKČNÝM ČLENOM PRE PRIEMYSelnÚ PRODUKciu A JEHO EKONOMICKÁ INTERPRETÁCIA

Pri konštrukcii modelu, ktorý je prezentovaný a interpretovaný v tejto časti, bol funkčný tvar dlhodobého rovnovážneho vzťahu (1) z pragmatických dôvodov log-lineárny. Kvantifikácia jeho parametrov je teda založená na logaritmoch originálnych hodnôt premenných X_t a Y_t , čo znamená, že odhadnuté parametre sú elasticitami. Zároveň to znamená, že vo vzťahoch (2) a (3) vystupujú diferencie logaritmov premenných X_t a Y_t . Keďže diferencia logaritmu premennej sa približne rovná relatívnej zmene tejto premennej⁵, prezentovaný model vo forme ECM vyjadruje vývoj medzimesačných relatívnych zmien indexu priemyselnej produkcie v závislosti od vývoja vysvetľujúcich faktorov, ktoré boli identifikované ako štatisticky významné. K výsledkom kvantifikácie možno uviesť, že:

- všetky odhadnuté parametre sú ekonomicky interpretovateľné a štatisticky významné (štatisticky významne odlišné od nuly),

- parameter korekčného člena je štatisticky významný a záporný, čo poukazuje na funkčnosť (modelového) mechanizmu na korekciu chyby,
- výroková schopnosť modelu v tvare ECM v období analýzy je veľmi vysoká,
- zložky časového radu rezíduí, ktorý vyplýva z modelu v tvare ECM, majú normálne rozdelenie a nie sú vzájomne autokorelované; svedčia o tom hodnoty príslušných testovacích štatistík Jarque-Berra ($JB = 7,838$), resp. Durbina-Watsona ($DW = 2,214$).

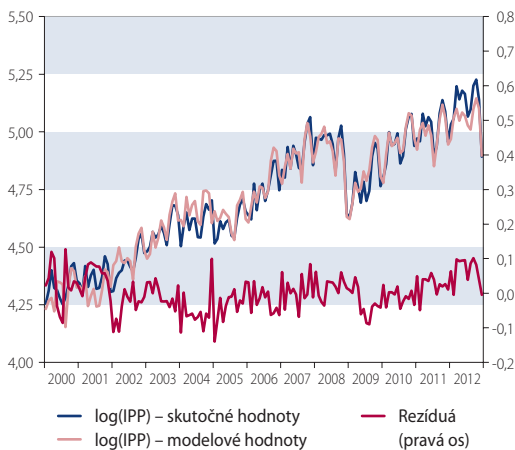
Dlhodobý rovnovážny vzťah

$$\begin{aligned} \log(IPP) = & 1,533 + 0,224 \log(\text{NOEP}/\text{PPIX}) + \\ & (15,7) \quad (9,1) \\ & + 0,119 \log(\text{NOXP}/\text{PPIX}) + 0,332 \log(\text{NODP}/\text{PPI}) - \\ & (4,0) \quad (7,3) \\ & - 0,038 \text{SD1} + 0,046 \text{SD10} + 0,045 \text{SD11} \\ & (-2,4) \quad (2,9) \quad (2,8) \end{aligned} \quad (4)$$

$s_e = 1,1\% \quad R^2 = 0,958 \quad DW = 1,163$

Zo vzťahu (4) vyplýva, že z dlhodobého hľadiska je vývoj objemu priemyselnej produkcie (IPP) štatisticky významne determinovaný domácim aj vonkajším dopytom⁶. Parameter $c(2)$ vyjadruje, že pri raste/poklese vonkajšieho dopytu z eurozóny o 1 % sa objem priemyselnej produkcie zvýši/zníži približne o 0,22% (ceteris paribus). V porovnaní s dlhodobou elasticitou priemyselnej produkcie na zmeny vonkajšieho dopytu z eurozóny je dlhodobá elasticita priemyselnej produkcie na zmeny vonkajšieho dopytu z krajín mimo eurozóny (ceteris paribus) o polovicu nižšia (parameter $c(3)$), naopak, na zmeny domáceho dopytu je o polovicu vyššia (parameter $c(4)$). Okrem toho je pre vývoj IPP v analyzovanom období charakteristický jednak hlbší sezónny pokles v januári a jednak vyšší sezónny rast v októbri a novembri (oproti tým sezónnym výkyvom, ktoré v daných mesiacoch vysvetľuje sezónnosť vo vývoji domáceho a vonkajšieho dopytu).

Graf 2 Výroková schopnosť dlhodobého rovnovážneho vzťahu



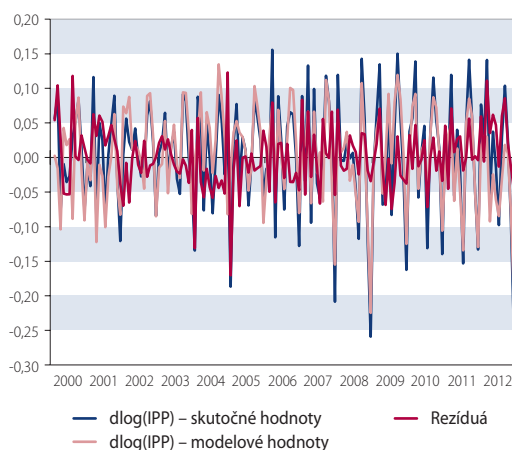
Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.

5 Medzimesačnú, teda krátkodobú relatívnu zmenu premennej Z_t možno aproximovať pomocou diferenciencie jej logaritmu nasledujúcim spôsobom: $d\log(Z) = \log(Z_t) - \log(Z_{t-1}) \approx (Z_t - Z_{t-1})/Z_{t-1}$. Takáto aproximácia sa v ekonometrii využíva veľmi často. Uvedený vzťah je však veľmi nepresný, ak relatívne zmeny premennej dosahujú 10 % a viac.

6 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.



Graf 3 Výroková schopnosť modelu v tvare ECM



Zdroj: ŠÚ SR, vlastné výpočty.

7 Sezónne premenné $SD1$, $SD10$ a $SD11$ sú v modelovom vzťahu ECM vyjadrené v tvare prvých diferencií.
8 Hodnotenie na základe štandardnej odchýlky rezíduí, čiže veličiny s_e .

Modelový vzťah (4) spĺňa všetky potrebné predpoklady, aby ho bolo možné považovať za dlhodobý rovnovážny vzťah medzi vývojom IPP a danými vysvetľujúcimi premennými. Parametre $c(1)$ až $c(7)$ sú teda zložkami hľadaného kointegračného vektora. Časový rad rezíduí, ktorý vyplýva z dlhodobého rovnovážneho vzťahu (graf 2), je totiž podľa výsledkov ADF testu stacionárny.

Modelový vzťah v tvare ECM

$$\begin{aligned}
 d\log(\text{IPP}) &= 0,147 d\log(\text{NOEP/PPIX}) + \\
 &\quad (4,4) \\
 &+ 0,078 d\log(\text{NOXP/PPIX}) + \\
 &\quad (2,6) \\
 &+ 0,275 d\log(\text{NODP/PPI}) - \\
 &\quad (6,9) \\
 &- 0,539 \text{RESIPP}_{t-1} - 0,023 d(\text{SD1}) + \\
 &\quad (-7,7) \quad (-2,5) \\
 &+ 0,059 d(\text{SD10}) + 0,062 d(\text{SD11}) \\
 &\quad (5,6) \quad (5,3) \\
 &\quad (5)
 \end{aligned}$$

$$s_e = 1,0\% \quad R^2 = 0,686 \quad DW = 2,214$$

Na základe vzťahu (5) možno konštatovať, že vývoj priemyselnej produkcie je štatisticky významne determinovaný domácim a vonkajším dopytom aj z krátkodobého hľadiska. Presnejšie povedané, krátkodobé (medzimesačné) relatívne zmeny IPP závisia štatisticky významne od krátkodobých relatívnych zmien domáceho aj vonkajšieho dopytu. Z parametrov $c(1)$ až $c(3)$ vyplýva, že krátkodobá elasticita relatívnej zmeny IPP na relatívnu zmenu vonkajšieho, resp. domáceho dopytu je zhruba o tretinu nižšia ako príslušná dlhodobá elasticita. Pre medzimesačné relatívne zmeny IPP sú okrem toho charakteristické aj sezónne výkyvy (sezónne spomalenie ich rastu v januári a sezónne zrýchlenie ich rastu v októbri a novembri analyzovaného obdobia)⁷. Absolútna hodnota parametra korekčného člena $\text{RESIPP } c(4)$ udáva, že viac ako polovica (zhruba 54%) odchýlky od rovnováhy,

ktorá vznikla v určitom mesiaci analyzovaného obdobia, bola korigovaná v nasledujúcom mesiaci. Inými slovami, rýchlosť návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu je pomerne vysoká.

ZÁVER

Cieľom analýzy a modelovania bolo overiť vývoj priemyselnej produkcie v závislosti od domáceho a vonkajšieho dopytu a daný vzťah kvantifikovať. Výsledky kointegračnej analýzy a modelovania podľa očakávania potvrdili, že obidva uvedené faktory možno v analyzovanom období považovať za štatisticky významné determinanty vývoja priemyselnej produkcie. Sú schopné v dostatočnej miere vysvetliť nielen jej dlhodobý (stochastický) trend, ale aj krátkodobú dynamiku jej vývoja. Modelový vzťah v tvare ECM totiž nezlyháva ani v podmienkach výrazných zmien (zlomu, resp. obratu) vo vývoji priemyselnej produkcie, ku ktorým došlo vplyvom globálnej hospodárskej a finančnej krízy.

Vzhľadom na to, že vývoj skúmaných premenných bol počas posledných štyroch rokov analyzovaného obdobia ovplyvňovaný globálnou hospodárskou a finančnou krízou, možno predpokladať, že vyššie prezentované hodnoty dlhodobých i krátkodobých elasticít priemyselnej produkcie na zmeny vo vývoji domáceho a vonkajšieho dopytu sa od predkrízových hodnôt týchto elasticít odlišujú. Táto hypotéza bola overená pomocou kointegračnej analýzy a modelovania vývoja priemyselnej produkcie v predkrízovom období, teda za obdobie január 2000 až december 2008. Z porovnania výsledkov kointegračnej analýzy a modelovania vývoja priemyselnej produkcie v predkrízovom období a v celom analyzovanom období vyplýva, že modifikujúci vplyv globálnej hospodárskej a finančnej krízy na predkrízové hodnoty daných elasticít možno považovať za štatisticky významný.

Voči predkrízovým hodnotám sa jednotlivé dlhodobé elasticity zmenili výraznejšie ako k nim prislúchajúce krátkodobé elasticity. Relatívne najviac sa zmenila dlhodobá elasticita priemyselnej produkcie na nové objednávky zo zahraničia (mimo HMÚ), ktorej predkrízová hodnota 0,065 stúpila na 0,119 v celom analyzovanom období, teda takmer na dvojnásobok. Súvisí to so skutočnosťou, že dynamika rastu nových objednávok zo zahraničia (mimo HMÚ) bola v rokoch 2010 až 2012 najvyššia (graf 1). Vzostup však zaznamenala aj dlhodobá elasticita priemyselnej produkcie na nové objednávky z tuzemska – z predkrízovej hodnoty 0,196 na 0,332, zatiaľ čo dlhodobá elasticita priemyselnej produkcie na nové objednávky z HMÚ sa naopak znížila z predkrízovej hodnoty 0,301 na 0,224.

Zaujímavé je tiež zistenie, že výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM pre celé analyzované obdobie je úplne identická s výrokovou schopnosťou modelového vzťahu v tvare ECM pre predkrízové obdobie.⁸ Inými slovami, výroková schopnosť modelového vzťahu v tvare ECM z predkrízového obdobia nebola globálnou hospodárskou a finančnou krízou negatívne ovplyvnená (neznížila sa).

Literatúra

1. ASTERIOU, D. – HALL, S. G. (2007): Applied Econometrics (A Modern Approach using Eviews and Microfit). New York: Palgrave MacMillan.
2. ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. Econometrica, 55, č. 2, s. 251 – 276.
3. HATRÁK, M. (2007): Ekonometria. Bratislava: Iura Edition, Edícia Ekonómia. ISBN 978-80-8078-150-7.
4. MACINNON, J. G. (2010): Critical Values for Cointegration Tests [QED, Working Paper, No. 1227.] Kingston, Queens's University.
5. Štatistická správa o základných vývojových tendenciách v hospodárstve SR vo 4. štvrtroku 2012. ŠÚ SR, Bratislava, marec 2013.