

Peter Ďurka

MODEL S KOREKČNÝM ČLENOM PRE DOVOZ TOVAROV A SLUŽIEB DO SLOVENSKEJ REPUBLIKY¹

***Abstract:** Imports of goods and services reflect the level of purchase effective inhabitants and their increase indicates a higher consumption of inhabitants (higher demand for foreign goods and services). In so small and open economy as Slovak economy is, import presents an important macroeconomic indicator which should be watched very carefully and the knowledge of its further development is important for the selection of correct actions by the state for support and growth of domestic economy. For these reasons we consider it important to analyse the determinants of the development of import. The architects of economic policies could use the results of those analyses as quantitative instruments for making their decisions. The aim of this paper is to create a macroeconomic model which is methodologically based upon the principles of error-correction models (ECM) and to forecast the development of import of goods and services in 2010.*

***Keywords:** import of goods and services, error-correction model, ADF, forecast*

JEL: E 17

Úvod

Dovoz tovarov a služieb odráža úroveň kúpyschopnosti obyvateľstva a jeho rast naznačuje vyššiu spotrebu obyvateľstva (vyšší dopyt po tovaroch a službách zo zahraničia). V malej a otvorenej ekonomike, akou je slovenská, predstavuje dovoz dôležitý makroekonomický ukazovateľ, ktorého budúci vývoj by mala vláda svojimi opatreniami vhodne regulovať, aby sa podporil rast domácej ekonomiky. Okrem toho je dôležité analyzovať aj determinanty vývoja dovozu tovarov a služieb, ako je napr. domáci dopyt alebo ceny zahraničia, aby tvorcovia hospodárskej politiky mali k dispozícii okrem prognóz aj kvantitatívny nástroj politického rozhodovania.

Cieľom práce je tvorba makroekonomického modelu, ktorý je z metodologického hľadiska založený na princípoch modelu s členom korigujúcim chyby (ECM)

¹Článok vznikol v rámci riešenia grantu VEGA č. 1/0181/10 „Hybridné modely prognózovania časových radov.“

a jeho využitie na generovanie prognózy dovozu SR. ECM je jednorovnicovým modelom, ktorý umožňuje rozlišovať dlhodobý vzťah medzi premennými a na rozdiel od klasických ekonometrických modelov dokáže vyjadriť aj krátkodobý vplyv vysvetľujúcich premenných na vývoj skúmanej premennej. Predpoveď pomocou ECM však závisí od presnosti prognózy vysvetľujúcich premenných.

Pri tvorbe modelu s korekčným členom použijeme na vysvetlenie dovozu tovarov a služieb (M) premenné domáci dopyt (DD)², vývoz tovarov a služieb (X) a ako cenový index použijeme podiel deflátoru dovozu a deflátoru hrubého domáceho produktu (DMHDP), t. j. pomer cien zahraničia k domácim cenám. Časové rady sú za obdobie 1997 Q1 až 2009 Q4 v mld. eur stálych cien, sezónne očistené na lepšie vystihnutie trendu. Premenné použijeme v zlogaritmovanom tvare. Logaritmus rieši problém nestacionarity vzhľadom na rozptyl a premenné sa interpretujú ako elasticity. Zdrojom údajov je databáza Štatistického úradu SR.

1 Modely s členom korigujúcim chyby

Modely s členom korigujúcim chyby (error-correction models – ECM) patria v poslednom období medzi najviac používané modelové prístupy. Výhodiskom konštrukcie ECM je analýza dynamických vlastností vzťahov medzi ekonomickými premennými, založená na modeloch s autoregresne rozdelenými oneskoreniami – model ADL (Autoregressive Distributed Lags). Všeobecne sa tento model zapisuje $ADL(m, n, p)$, kde m je stupeň oneskorenia závisle premennej, n je stupeň oneskorenia v rámci nezávisle premenných a p je počet vysvetľujúcich premenných. Najjednoduchší typ modelu je v prípade, ak model obsahuje iba jednu vysvetľujúcu premennú a jeho zápis môžeme potom zredukovať na tvar $ADL(m, n)$. Model $ADL(1, 1)$, v ktorom sa predpokladá časové oneskorenie o jedno obdobie, možno zapísať takto:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + u_t \quad (1.1)$$

kde u_t spĺňa podmienky „bieleho šumu“.

Pomocou jednoduchej transformácie možno rovnicu (1.1) upraviť do tvaru modelu s korekčným členom, ktorý vyjadruje krátkodobý aj dlhodobý vzťah medzi dvoma premennými nasledovne:

$$\Delta y_t = a_0 + b_0 \Delta x_t + (a_1 - 1)(y_{t-1} - \delta_1 x_{t-1}) + u_t \quad (1.2)$$

kde $\delta_1 = -(b_0 + b_1) / (a_1 - 1)$

V tejto forme krátkodobú rovnováhu predstavuje vzťah

$$\Delta y_t = a_0 + b_0 \Delta x_t + u_t$$

a chybu rovnováhy, teda samotný korekčný člen vyjadruje vzťah $(a_1 - 1)(y_{t-1} - \delta_1 x_{t-1})$.

²Domáci dopyt predstavuje súčet spotreby domácností, spotreby vlády a hrubej tvorby kapitálu (investícií).

Vzhľadom na to, že ide o modely založené na diferenciách, špeciálnu pozornosť treba venovať parametru a_1 , ktorý sa interpretuje ako *miera zotrvačnosti*. Čím väčšia zotrvačnosť existuje vo vývoji závisle premennej, tým menší je vplyv nerovnováhy, teda $(1 - a_1)$ sa približuje k nule zľava. Kvôli tomu, aby model (1.2) mal dlhodobé statické riešenie, musí nevyhnutne platiť, že $|a_1| < 1$. Narušenie dlhodobej stability modelu, ktoré nastáva v prípade, že $a_1 > 1$, vedie okamžite k narušeniu mechanizmu na korekciu chýb, čo sa prejaví tým, že parameter pri korekčnom člene je kladný. Hodnota koeficienta a_1 blízka 1 znamená rýchlu konvergenciu a hodnoty blízke 0 pomalú konvergenciu k rovnováhe.

Parameter b_0 sa nazýva *krátkodobý multiplikátor* a indikuje okrem porušenia vzťahov rovnováhy v minulosti aj vplyv krátkodobej závislosti medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcou premennou, t. j. krátkodobú elasticitu. Parameter δ_1 sa nazýva *dlhodobý multiplikátor*. V modeloch typu log-log je tento parameter meradlom dlhodobej elasticity vysvetľovanej premennej vzhľadom na zmenu vysvetľujúcej premennej.

Koeficient *krátkodobého prispôsobenia* $\gamma = (a_1 - 1)$, ktorý modifikuje veľkosť korekčného člena, by mal byť záporný a meria rýchlosť prispôsobenia k rovnováhe. Nízka hodnota parametra γ signalizuje, že rýchlosť, ktorou sa vysvetľovaná premenná približuje k dlhodobej rovnováhe, je veľmi pomalá a hodnota blízka 1 znamená rýchlu konvergenciu k rovnováhe.

Model EC zahŕňa krátkodobé, ako aj dlhodobé vlastnosti, pretože obsahuje nielen zmeny premenných ($\Delta y_t, \Delta x_t$), ale aj úrovne premenných (y_{t-1} a x_{t-1}). Dobrou vlastnosťou ECM je, že pri odhade jeho parametrov nevzniká problém falošnej regresie (spurious regression), pretože premenné Δy_t a Δx_t sú stacionárne a y_t a x_t sú kointegrované a potom ich lineárna kombinácia – výraz $(y_{t-1} - \delta_1 x_{t-1})$ – je stacionárny. Na odhad parametrov modelu ECM môžeme použiť bežnú metódu najmenších štvorcov a pri hodnotení odhadov bežný t -test a F -test štatistickej významnosti. ([8], s. 283)

Doteraz sme sa zaoberali modelmi, ktoré obsahovali jednu nezávislú premennú. Vyššie spomínané úvahy možno zovšeobecniť pre prípad vyššieho počtu p nezávisle premenných. Majme model ADL(1, 1, p):

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + b_{01} X_{t1} + \dots + b_{0p} X_{tp} + b_{11} X_{t-1,1} + \dots + b_{1p} X_{t-1,p} + u_t \quad (1.3)$$

Úpravou dostaneme všeobecný model s korekčným členom v tvare:

$$\Delta Y_t = a_0 + b_{01} \Delta X_{t1} + \dots + b_{0p} \Delta X_{tp} - (1 - a_1)(Y_{t-1} - X_{t-1,1} - \dots - X_{t-1,p}) + (a_1 - 1 + b_{01} + b_{11}) X_{t-1,1} + \dots + (a_1 - 1 + b_{0p} + b_{1p}) X_{t-1,p} + u_t \quad (1.4)$$

Vzťah (1.4) vyjadruje mechanizmus prispôsobovania sa závisle premennej k dlhodobej rovnováhe prostredníctvom vplyvu všetkých vysvetľujúcich premenných použitých v pôvodnom modeli. Parameter $(1 - a_1)$ nie je citlivý na charakter

dlhodobej závislosti medzi premennými a ani počet vysvetľujúcich premenných.

Engle a Granger [4] navrhli na kvantifikáciu ECM *dvojkrokový postup*. Prvým krokom metódy je analýza kointegrácie, kde sa pomocou bežnej metódy najmenších štvorcov odhadne rovnica dlhodobej rovnováhy (rovnica kointegrácie) medzi premennými v pôvodnom tvare, ktoré sú integrované rovnakého stupňa:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_k x_{tk} + u_t \quad (1.5)$$

Ak sú rezíduá kointegračnej rovnice stacionárne, premenné sú kointegrované a ich oneskorené hodnoty sa použijú v druhom kroku na odhad najvhodnejšieho tvaru modelu s korekčným členom metódou najmenších štvorcov.

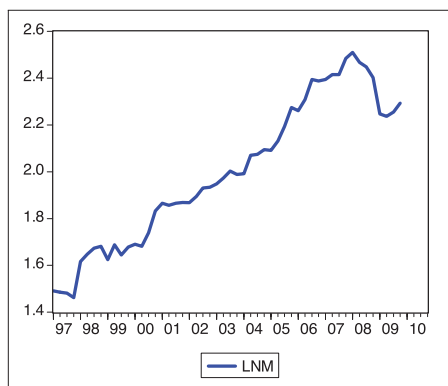
2 Určenie rádu diferencovania uvažovaných premenných

Prvým krokom pri vytváraní ECM modelu je analýza stacionarity, respektíve určenie rádu (stupňa) diferencovania (integrácie) použitých premenných. Pri analýze ekonomických časových radov sa prakticky stretávame s integrovanými časovými radmi maximálne rádu dva, t. j. rády typu I(2). Najčastejšie sa však môžeme stretnúť s rádmI I(1). Ekonomické časové rady sa teda stacionarizujú väčšinou prostredníctvom prvej či druhej diferencie.

Pri pohľade na graf pôvodného časového radu dovozu na obr. č. 1 vidíme, že tento má stochastický rastúci trend, až do obdobia začiatku roka 2008, keď vidieť pokles hodnoty dovozu, čo je dané vtedy vznikajúcou celosvetovou hospodárskou krízou. Na odstránenie tohto trendu, a tým stacionarizovanie časového radu, by mohla stačiť iba prvá diferencia.

Obr. č. 1

Časový rad premennej dovoz (zlogaritmovaný, sezónne očistený), Q1/97 – Q4/09



Prameň: vlastné výpočty.

Vhodnosť použitia prvej diferencie potvrdzujú aj grafy výberovej autokorelačnej (VACF) a parciálnej autokorelačnej funkcie (VPACF) prvých diferencií na obr. č. 2, na ktorom vidieť, že po použití prvej diferencie nie je žiadny autoregresný koeficient

štatisticky významný s pravdepodobnosťou 95 % a ich hodnoty klesajú k nule veľmi rýchlo. To znamená, že časový rad prvých diferencií zlogaritrovanej a sezónne očistenej premennej dovoz tovarov a služieb je stacionárny a časový rad je integrovaný rádu jeden, teda $\ln M_t \sim I(1)$

Obr. č. 2

Výberová autokorelačná a parciálna autokorelačná funkcia prvých diferencií radu dovoz (zlogaritmovaný, sezónne očistený)

Sample: 1997Q1 2010Q4 Included observations: 51						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.127	0.127	0.8770	0.349
		2	0.019	0.003	0.8978	0.638
		3	0.032	0.030	0.9556	0.812
		4	-0.134	-0.144	1.9853	0.738
		5	0.017	0.054	2.0032	0.849
		6	-0.027	-0.037	2.0467	0.915
		7	-0.040	-0.022	2.1463	0.951
		8	-0.034	-0.050	2.2176	0.974
		9	0.083	0.112	2.6605	0.976
		10	0.049	0.016	2.8180	0.985
		11	0.070	0.060	3.1459	0.989
		12	-0.009	-0.050	3.1519	0.994
		13	-0.049	-0.015	3.3244	0.996
		14	-0.013	-0.014	3.3374	0.998
		15	-0.010	0.017	3.3445	0.999
		16	-0.025	-0.035	3.3946	1.000
		17	0.023	0.042	3.4356	1.000
		18	0.020	0.007	3.4692	1.000
		19	0.021	0.022	3.5073	1.000
		20	0.108	0.076	4.5171	1.000
		21	-0.054	-0.077	4.7785	1.000
		22	0.033	0.056	4.8785	1.000
		23	-0.054	-0.071	5.1575	1.000
		24	-0.002	0.058	5.1580	1.000

Prameň: vlastné výpočty.

Táto grafická metóda určovania rádu diferencovania má subjektívny charakter. Preto bolo postupne vytvorených niekoľko testov, ktoré sa začali označovať ako *testy jednotkového koreňa*. Najpoužívanejším je rozšírený Dickeyov-Fullerov test (augmented Dickey-Fuller tests; ADF test) od rovnomenných autorov. [3]

Prvým krokom ADF testu je nájdenie najvhodnejšieho tvaru modelu obsahujúceho absolútny člen a trend zapísané vo všeobecnom tvare:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + \sum \beta_{j-1} \Delta y_{t-j+1} + u_t \tag{2.1}$$

Pomocou Schwarzovho kritéria (SC) volíme model (v zátvorke sú odhady smerodajných odchýlok):

$$\Delta \ln M_t = 0,1364 + 0,0009t - 0,0728 \ln M_{t-1} \tag{2.2}$$

(0,1325) (0,0019) (0,0904)

kde $F = 1,170$, čo je menej ako hodnota tabelovanej Φ_3 štatistiky³, a preto nulovú hypotézu $H_0 : \delta = \alpha_1 = 0$ na päťpercentnej hladine významnosti nemôžeme zamietnuť.

Postup ďalej pokračuje nájdením najvhodnejšieho tvaru modelu obsahujúceho iba absolútny člen. Opäť pomocou SC kritéria volíme model:

³Dickey a Fuller zaviedli pre spojené hypotézy Φ rozdelenia podobné Fisherovmu rozdeleniu a pre podmienené hypotézy τ rozdelenia podobné Studentovmu rozdeleniu.

$$\Delta \ln M_t = 0,0765 - 0,03081 \ln M_{t-1} \quad (2.3)$$

(0,0423) (0,0210)

v ktorom $F = 2,147$, čo je menej ako hodnota tabelovanej Φ_1 štatistiky a nemôžeme na 5 % hladine významnosti zamietnuť nulovú hypotézu $H_0: \delta = \mu = 0$. Z toho vyplýva, že skúmaný časový rad dovozu tovarov a služieb je typu *náhodná prechádzka* (random walk), teda rad je nestacionárny a integrovaný rádu jeden $I(1)$.

Na overenie stupňa integrovania môžeme pokračovať v opakovaní postupu ADF testu pre rad prvých diferencií premennej dovoz tovarov a služieb. Na zistenie stupňa integrácie premennej prvej diferencie dovozu nájdeme opäť najvhodnejší tvar modelu obsahujúceho absolútny člen a trend. Pomocou SC kritéria má potom model tvar:

$$\Delta^2 \ln M_t = 0,0305 + 0,0006t - 0,9094 \Delta \ln M_{t-1} \quad (2.4)$$

(0,0146) (0,0004) (0,1461)

kde $F = 19,386$, a to je viac ako hodnota tabelovanej Φ_3 štatistiky a môžeme zamietnuť nulovú hypotézu $H_0: \delta = \alpha_1 = 0$ na 5 % hladine významnosti a pokračujeme testovaním parametra δ . Hodnota testovacej charakteristiky $t_\delta = -0,9094/0,1461 = -6,2245$. Hodnota testovacej charakteristiky je menšia ako hodnota tabelovanej τ_1 štatistiky a na 5 % hladine významnosti môžeme zamietnuť nulovú hypotézu $H_0: \delta = 0$ a časový rad prvých diferencií dovozu je stacionárny.

Môžeme konštatovať, že časový rad dovozu je integrovaný rádu jeden, teda $\ln M_t \sim I(1)$, čo nám potvrdila aj predchádzajúca grafická analýza časového radu dovozu a výberovej autokorelačnej a výberovej parciálnej autokorelačnej funkcie.

Zisťovanie stupňa diferencovania je pre každú premennú veľmi podobné, preto pri ostatných premenných spomenieme iba najdôležitejšie hodnoty, na základe ktorých sa rozhodujeme. Výsledky ADF testu pre všetky použité premenné sú v tab. č. 1. Z výsledkov testov stupňa integrácie vidíme, že všetky časové rady uvažovaných premenných sú nestacionárne, avšak integrované stupňa jeden $I(1)$. Je preto splnená nevyhnutná podmienka pre využitie koncepcie kointegrácie, lebo rád integrácie premenných je rovnaký, pričom nejde o prípad integrácie rádu nula (t. j. prípad stacionarity).

Tab. č. 1

Výsledky ADF testu uvažovaných vysvetľujúcich premenných

Premenná	Φ_3 $H_0: \delta = \alpha_1 = 0$	τ_1 $H_0: \delta = 0$	Φ_1 $H_0: \delta = \mu = 0$	τ_μ $H_0: \delta = 0$	Záver
$\ln DD_t$	F = 4,631 H_0	nepotrebuje H_0	F = 3,730 H_0	nepotrebuje H_0	I(1)
$\Delta \ln DD_t$	F = 18,252 H_1	$t_\delta = -3,501$ H_1	nepotrebuje H_1	nepotrebuje H_1	I(0)
$\ln X_t$	F = 1,707 H_0	nepotrebuje H_0	F = 3,066 H_0	nepotrebuje H_0	I(1)
$\Delta \ln X_t$	F = 21,099 H_1	$t_\delta = -6,495$ H_1	nepotrebuje H_1	nepotrebuje H_1	I(0)
$\ln DMHDP_t$	F = 6,662 H_0	nepotrebuje H_0	F = 6,758 H_1	$t_\delta = -2,483$ H_0	I(1)
$\Delta \ln DMHDP_t$	F = 38,144 H_1	$t_\delta = -7,649$ H_1	nepotrebuje H_1	nepotrebuje H_1	I(0)

Prameň: vlastné výpočty.

3 Odhad modelu s korekčným členom

Na odhad modelu s korekčným členom použijeme dvojkovú metódu Englea a Grangera.

Prvým krokom metódy je analýza kointegrácie prostredníctvom overenia stacionarity rezíduí z dlhodobej (kointegračnej) rovnice v tvare (1.5):

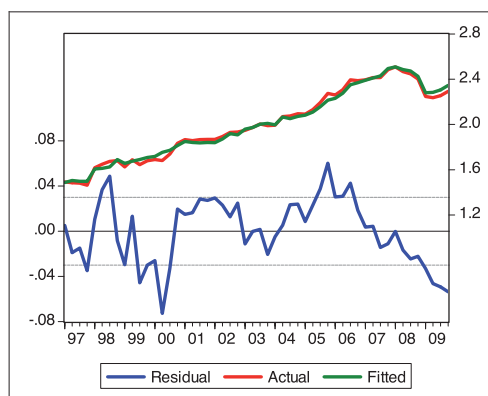
$$\ln M = -0,1543 + 0,2928 \ln DD + 0,7698 \ln X - 0,3068 \ln DMHDP \quad (3.1)$$

(0,1159) (0,0827) (0,0457) (0,1337)

Všetky parametre (okrem konštanty) a model ako celok sú štatisticky významné na ľubovoľnej hladine významnosti. Dovož z dlhodobého hľadiska je determinovaný domácim dopytom s elasticitou približne 0,29, vývozom tovarov a služieb s elasticitou približne 0,77 a podielom deflátorov dovozu a HDP s multiplikátorom približne -0,31. Kointegračná rovnica vysvetľuje variabilitu hodnôt dovozu tovarov a služieb na 99,12 % (obr. č. 3).

Obr. č. 3

Grafické zobrazenie dlhodobej rovnice, vyrovnaná priamka, rezíduá



Prameň: vlastné výpočty.

Stacionaritu časového radu rezíduí získaných z odhadu kointegračnej rovnice overíme prostredníctvom ADF testu. V časovom rade rezíduí nepredpokladáme absolútny člen ani časový trend a podľa SC dostaneme:

$$\Delta \text{RESID}_t = -0,2989 \text{RESID}_{t-1} \quad (3.2)$$

(0,1077)

Nulovú hypotézu o nestacionarite radu rezíduí kointegračnej rovnice zamietame, pretože testovacia štatistika $t = -0,2989/0,1077 = -2,7756$ je na hladine významnosti 0,05 menšia ako tabelovaná hodnota štatistiky Davidsona a Mackinnona. Uvažované premenné sú teda kointegrované a existuje medzi nimi dlhodobý vzťah. Určený kointegračný vektor je $[1 \ 0,1543 \ -0,2928 \ -0,7698 \ +0,3068]$.

V druhom kroku metódy Englea a Grangera použijeme kointegračný vektor a hodnoty rezíduálov z kointegračnej rovnice oneskorené o jedno obdobie (štvrt'rok) na odhad najvhodnejšieho tvaru modelu s korekčným členom metódou najmenších štvorcov. Výsledný ECM má tvar:

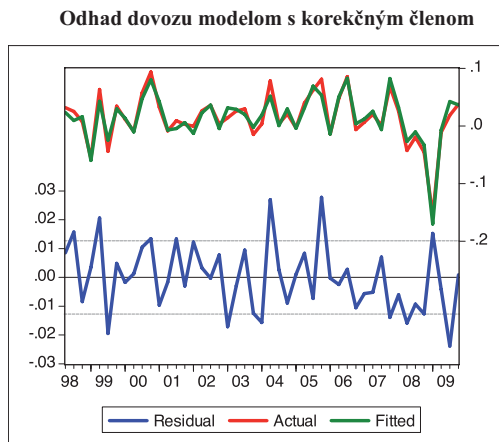
$$\begin{aligned} \Delta \ln M_t = & -0,0059 + 0,1396 \Delta \ln M_{t-1} + 0,7086 \Delta \ln DD_t + 0,1694 \Delta \ln DD_{t-4} + 0,7716 \Delta \ln X_t + \\ & (0,0026) \quad (0,0485) \quad (0,0843) \quad (0,0904) \quad (0,0456) \\ & - 0,1925 \Delta \ln DMHDP_{t-2} - 0,6849 \text{RESID}_{t-1} - 0,0337 \text{UM}_t \quad (3.3) \\ & (0,0712) \quad (0,1599) \quad (0,0079) \end{aligned}$$

Z krátkodobého hľadiska sú zmeny dovozu tovarov a služieb závislé od domáceho dopytu, ktorého 1 % nárast spôsobí asi 0,71 % nárast dovozu. Domáci dopyt ovplyvňuje úroveň dovozu aj s oneskorením o štyri obdobia, teda s ročným oneskorením s elasticitou okolo 0,17. Zvýšenie vývozu o 1 % spôsobí z krátkodobého hľadiska nárast dovozu o 0,77 %. Na dovoz tovarov a služieb pôsobí nepriamo aj podiel deflátoru dovozu a deflátoru HDP s oneskorením dvoch štvrt'rokov s elasticitou -0,19. To znamená, že dovoz tovarov a služieb do SR reaguje na zmenu cien s polročným oneskorením. Záporná hodnota tohto multiplikátora znamená, že buď so zvýšením cien dovozu, alebo znížením domácich cien sa zníži hodnota dovozu tovarov a služieb do SR. V krátkom období bola dynamika medzikvartálnych zmien dovozu tovarov a služieb závislá aj od úrovne dovozu z predchádzajúceho obdobia (multiplikátor má hodnotu okolo 0,14).

Parameter pred členom korigujúcim chybu (*RESID*) je záporný, čo znamená, že je splnený predpoklad o jeho znamienku a korekčný mechanizmus funguje. Koeficient krátkodobého prispôsobenia $\gamma = -0,6848$, čo znamená pomerne strednú až rýchlu konvergenciu k dlhodobej rovnováhe, lebo každý štvrt'rok sa odklon od dlhodobej rovnováhy upraví o 68,48 % smerom k rovnováhe, hore či dole.

Špecifikáciu rovnice ďalej dopĺňa umelá premenná *UM*, ktorá vysvetľuje nesystematické výkyvy vo vývoji dovozu tovarov a služieb, ktoré nedokázali zachytiť exogénne premenné vystupujúce v modeli. *UM* nadobúda hodnotu 1 v obdobiach 98 Q3 a 05 Q4 a hodnotu -1 v období 00 Q2. V ostatných obdobiach má hodnotu 0 (pozri obr. č. 3).

Všetky parametre modelu s korekčným členom sú štatisticky významné na hladine významnosti 0,1. Model ako celok je štatisticky významný na ľubovoľnej hladine významnosti. Model vysvetľuje variabilitu hodnôt dovozu tovarov a služieb na 92,34 %. Rezíduá sú podľa Darbin-Watsonovej štatistiky nezávislé ($D-W = 2,18$), čo potvrdzuje aj graf autokorelačnej a parciálnej autokorelačnej funkcie rezíduí (obr. č. 5), na ktorom vidieť, že ani jeden koeficient nepresahuje 95 % tolerančné hranice.



Prameň: vlastné výpočty.

Autokorelačná funkcia rezíduí ECM

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		-0.145	-0.145	1.0521	0.305
2		-0.076	-0.099	1.3492	0.509
3		0.246	0.226	4.5172	0.211
4		-0.038	0.026	4.5934	0.332
5		-0.098	-0.073	5.1192	0.402
6		0.228	0.162	8.0479	0.235
7		-0.041	0.005	8.1464	0.320
8		-0.133	-0.093	9.1934	0.326
9		0.194	0.092	11.469	0.245
10		-0.145	-0.131	12.779	0.236
11		-0.022	0.030	12.811	0.306
12		0.156	0.068	14.406	0.276
13		-0.135	-0.086	15.644	0.269
14		0.114	0.183	16.549	0.281
15		0.136	0.064	17.881	0.269
16		-0.099	-0.005	18.602	0.290
17		0.062	0.071	18.897	0.334
18		0.026	-0.123	18.951	0.395
19		-0.177	-0.105	21.516	0.309
20		0.094	0.030	22.263	0.326

Prameň: vlastné výpočty.

4 Prognóza dovozu tovarov a služieb do SR ECM na rok 2010

Prognózu dovozu tovarov a služieb do SR na rok 2010 modelom s korekčným členom určíme dvoma spôsobmi. Prvý je na základe expertných prognóz vysvetľujúcich premenných získaných z MFSR. Druhú prognózu dovozu určíme na základe vlastných prognóz vysvetľujúcich premenných získaných ARIMA modelmi. Určeniu prognózy však predchádza overenie modelu.

4.1 Overenie modelu – dynamická simulácia ex-post

Výpovedaciu schopnosť modelu s korekčným členom overíme pomocou dynamickej simulácie ex-post, čo znamená vyčíslenie minulých hodnôt endogénnej premennej na základe modelu, s využitím hodnôt exogénnych premenných. Dynamickosť spočíva v tom, že vysvetľujúce oneskorené premenné nadobúdajú hodnoty vypočítané v predchádzajúcom období. V modeli sme použili premenné v tvare očistenom od sezónnosti. Preto odhadnuté hodnoty dovozu tovarov a služieb do SR modelom s korekčným členom prepočítame pomocou priemerných sezónnych korigovaných indexov získaných metódou Census X11 na sezónne zaťažené hodnoty. Porovnanie skutočných hodnôt dovozu tovarov a služieb s hodnotami dovozu odhadnutými ECM sú v tab. č. 2.

Tab. č. 2

Simulácia ex-post – porovnanie skutočných hodnôt dovozu tovarov a služieb do SR s odhadnutými hodnotami ECM (mld. eur, s. c., sezónne zaťažené)

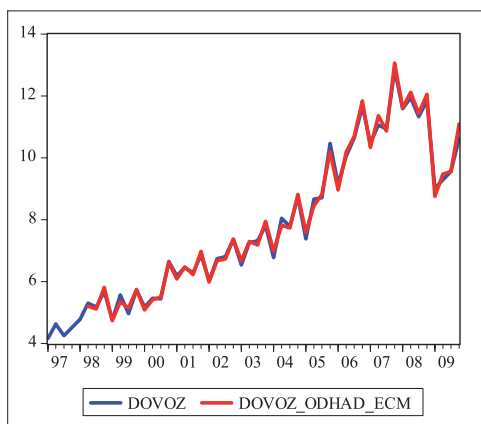
Obdobie	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Odhad	29,1023	31,3502	35,0587	41,6686	45,6409	47,2191	38,8939
Dovoz	28,9311	31,3409	35,2124	41,4879	45,3189	46,7063	38,4874
Rozdiel (%)	0,59	0,02	-0,43	0,43	0,71	1,09	1,06

Prameň: vlastné výpočty.

Rozdiel medzi skutočnými hodnotami dovozu tovarov a služieb a odhadnutými hodnotami ECM je veľmi malý. Priemerne sa za sledované obdobie 1997 Q1 až 2009 Q4 modelom odhadnuté hodnoty dovozu odchyľujú od skutočných hodnôt o $\pm 0,1554$ mld. eur, t. j. o 1,54 %. Tento veľmi malý rozdiel skutočných a odhadnutých hodnôt dovozu pozorovať aj z obr. č. 6, kde môžeme vidieť, že obe krivky sú takmer úplne prekryté.

Obr. č. 6

Porovnanie skutočných hodnôt dovozu tovarov a služieb do SR za obdobie 1997 Q1 až 2009 Q4 s odhadom ECM (mld. eur, sezónne zaťažené)



Prameň: vlastné výpočty.

4.2 Prognóza dovozu tovarov a služieb do SR na rok 2010 na základe expertných prognóz vysvetľujúcich premenných získaných z MFSR

Na prognózu dovozu tovarov a služieb do SR na rok 2010 modelom s korekčným členom potrebujeme najprv zistiť odhad vývoja vysvetľujúcich premenných (domáci dopyt, vývoz, deflátor dovozu a deflátor HDP) na toto obdobie. Použijeme na to expertný odhad výboru pre makroekonomické prognózy Ministerstva financií SR z 10. februára 2010, v ktorom sa predpokladá domáci dopyt v roku 2010 na úrovni 46,921 mld. eur (rast 1,06 %), vývoz 42,395 mld. eur (rast 4,6 %) a podiel deflátoru dovozu a deflátoru HDP 0,8575 (pokles 3,03 %). Keďže potrebujeme štvrťročné údaje, rozdelíme celkovú ročnú hodnotu premenných do štvrťrokov podľa proporcie, ktorú mali jednotlivé štvrťroky na celkovej hodnote v roku 2009. Sezónne očistené hodnoty (trend) a sezónne zaťažené (prepočítané priemernými sezónnymi korigovanými indexmi získanými metódou Census X11) hodnoty prognózy ex-ante dovozu tovarov a služieb na rok 2010 sú v tab. č. 3.

Tab. č. 3

Prognóza ex-ante dovozu tovarov a služieb do SR ECM (mld. eur, s. c., sezónne očistená a sezónne zaťažená), prognóza MF SR, proporcie a priemerné sezónné korigované indexy, rok 2010

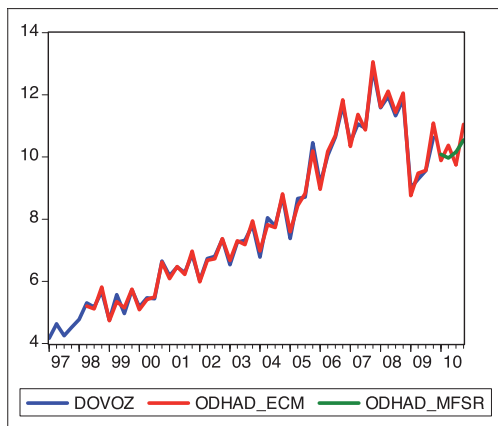
Obdobie	Dovoz tovarov a služieb (sezónne očistený)	Dovoz tovarov a služieb (sezónne zaťažený)	Prognóza MF SR	Proporcia	Priemerné sezónné korigované indexy
2010 Q1	10,5545	9,8867	10,0825	0,2474	0,9367
2010 Q2	10,2741	10,3770	9,9703	0,2446	1,0100
2010 Q3	9,9745	9,7504	10,1579	0,2492	0,9775
2010 Q4	10,2741	11,0519	10,5492	0,2588	1,0757
Spolu	41,0772	41,066	40,762	x	x

Prameň: vlastné výpočty, MF SR.

Model s korekčným členom predpokladá mierny rast úrovne dovozu tovarov a služieb na rok 2010. Porovnaním s prognózou výboru pre makroekonomické prognózy Ministerstva financií SR vidíme, že ECM predpokladá vyššie hodnoty dovozu v roku 2010. Treba však podotknúť, že MFSR udáva vo svojej správe iba ročnú hodnotu dovozu tovarov a služieb, a tá je 40,762 mld. eur. My sme hodnoty dovozu pre jednotlivé štvrťroky v tab. č. 3 rozdelili podľa proporcie v roku 2009. Sezónne zaťažená hodnota dovozu tovarov a služieb za rok 2010 odhadnutým ECM je 41,066 mld. eur. Teda náš model prognózuje hodnotu dovozu tovarov a služieb v roku 2010 vyššiu o 0,304 mld. eur, t. j. o 0,75 %.

Grafické zobrazenie skutočných hodnôt dovozu tovarov a služieb do SR s odhadnutými hodnotami ECM je na obr. č. 7.

Porovnanie skutočných hodnôt dovozu tovarov a služieb do SR za obdobie 1997 Q1 až 2009 Q4 s odhadom ECM a prognózou MF SR na rok 2010 (mld. eur, s. c., sezónne zaťažené)



Prameň: vlastné výpočty, MF SR.

4.3 Prognóza dovozu tovarov a služieb do SR na rok 2010 na základe vlastných prognóz vysvetľujúcich premenných

Pri tejto prognóze dovozu tovarov a služieb na rok 2010 použijeme vlastný odhad prognózy vysvetľujúcich premenných na toto obdobie. Pomocou metodológie ARIMA modelov sme odhadli v roku 2010 hodnotu domáceho dopytu 47,1719 mld. eur (rast 1,6 %), vývoz 40,1756 mld. eur (pokles 0,89 %) a podiel deflátoru dovozu a deflátoru HDP 0,8494 (pokles 3,94 %). Porovnaním prognóz vysvetľujúcich premenných s odhadom výboru pre makroekonomické prognózy Ministerstva financií SR z 10. februára 2010 zistíme, že náš odhad v roku 2010 predpokladá mierne vyšší rast domáceho dopytu a vyšší pokles deflátoru. Veľmi výrazný je však rozdiel vo vývoji vývozu, kde náš odhad predpokladá prakticky rovnaký objem vývozu ako v roku 2009, avšak odhad MF SR predpokladá rast vývozu v roku 2010 (až) 4,6 %. Hodnoty nášho odhadu vysvetľujúcich premenných a odhad MF SR sú v tabuľke č. 4.

Tab. č. 4

Odhad vysvetľujúcich premenných uvažovaných v ECM na rok 2010 a odhad Ministerstva financií (mld. eur, s. c.)

Premenná	Autor	Zmena oproti 2009	MF SR	Zmena oproti 2009
Domáci dopyt	47,1719	+1,6 %	46,921	+1,06 %
Vývoz	40,1756	-0,89 %	42,395	+4,6 %
Deflátor	0,8494	-3,94 %	0,8575	-3,03 %

Prameň: vlastné výpočty, MF SR.

Sezónne zaťažený odhad hodnôt dovozu tovarov a služieb na rok 2010 modelom s korekčným členom, na základe vlastných prognóz vysvetľujúcich premenných, je v tab. č. 5. Vidíme, že ECM s prognózami vysvetľujúcich premenných odhadnutých autorom predpokladá nižšie hodnoty dovozu tovarov a služieb v roku 2010 v každom jednom štvrtroku ako odhad s prognózami vysvetľujúcich premenných MF SR. V roku 2010 predpokladá autorov odhad dovoz na úrovni 38,3964 mld. eur, zatiaľ čo odhad vysvetľujúcich premenných pomocou MF SR predpokladá hodnotu dovozu 41,066 mld. eur. Hodnota dovozu nižšia o 2,669 mld. eur je spôsobená autorovým predpokladom poklesu vývozu tovarov a služieb zo SR v roku 2010 oproti roku 2009 o -0,89 %, zatiaľ čo MF SR predpokladá rast vývozu v roku 2010 až 4,6 %. Pri premennej vývoz je najvyššia elasticita (0,7716), ktorá „ťahá“ prognózu vývoja dovozu tovarov a služieb na rok 2010 a túto neovplyvní ani predpoklad vyšších hodnôt ostatných uvažovaných premenných v regresnej rovnici, ako je predpoveď MF SR.

Tab. č. 5

Prognóza dovozu tovarov a služieb do SR ECM (mld. eur, s. c., sezónne zaťažená), rok 2010

Obdobie	Dovoz (autorov odhad premenných)	Dovoz (odhad premenných MF SR)	Prognóza MF SR
2010Q1	9,0257	9,8867	10,0825
2010Q2	9,6649	10,3770	9,9703
2010Q3	9,3866	9,7504	10,1579
2010Q4	10,3198	11,0519	10,5492
Spolu	38,3964	41,066	40,762

Prameň: vlastné výpočty, MF SR.

Záver

Pre malé ekonomiky, akou je slovenská ekonomika, je nevyhnutné, aby sa zapájali do zahraničnoobchodných vzťahov prostredníctvom svojich dovozov (a vývozov). Práve rovnováha dovozu a vývozu je jedným z aspektov ovplyvňujúcich stabilitu národnej ekonomiky. Ekonomický rast Slovenskej republiky sa často dosahuje práve z dôvodu vývoja v zahraničnom obchode.

Cieľom tohto príspevku bolo nájsť vhodný prognostický model s členom korigujúcim chyby (ECM) dovozu tovarov a služieb do Slovenskej republiky. Ako vysvetľujúce premenné sme použili domáci dopyt, vývoz tovarov a služieb a ako cenový index podiel deflátoru dovozu a deflátoru hrubého domáceho produktu. Na odhad modelu EC sme použili dvoj krokový postup Engla a Grangera. Všetky parametre modelu boli štatisticky významné na hladine významnosti 0,1. Model ako celok bol štatisticky významný na ľubovoľnej hladine významnosti

a vysvetľoval variabilitu hodnôt dovozu tovarov a služieb na 92,34 %. Dynamická simulácia ex-post potvrdila veľmi dobrú vypovedaciu schopnosť modelu. Priemerne sa za sledované obdobie 1997 Q1 až 2009 Q4 modelom odhadnuté hodnoty dovozu odchyľovali od skutočných hodnôt o +0,1554 mld. eur, t. j. o 1,54 %. Prognózu dovozu tovarov a služieb do SR na rok 2010 modelom s korekčným členom sme určili dvoma spôsobmi. Prvý bol na základe expertných prognóz vysvetľujúcich premenných získaných z MFSR. Druhú prognózu dovozu sme určili na základe vlastných prognóz vysvetľujúcich premenných získaných ARIMA modelmi. Obe prognózy naznačovali mierny rast hodnoty dovozu tovarov a služieb v roku 2010, prognóza na základe MFSR vyššia.

Literatúra

- [1] ARLT, J. 1999. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha : Grada Publishing, 1999. 307 s. ISBN 80-7169-539-4.
- [2] DAVIDSON, R. – MACKINNON, J. 1993. *Estimation and inference in econometrics*. New York : Oxford University Press, 1993. 875 s. ISBN 0-19-506011-3.
- [3] DICKEY, D. A. – FULLER, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. In: *Econometrica*. 1981, roč. 49, č. 4, s. 1057 – 1072.
- [4] ENGLE, R. F. – GRANGER, C. W. J. 1987. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. In: *Econometrica*. 1987, roč. 55, č. 2, s. 251 – 276.
- [5] GREENE, W. H. 2003. *Econometric analysis*. Upper Saddle River : Prentice Hall, 2003. 1026 s. ISBN 0-13-066189-9.
- [6] HALUŠKA, J. – OLEXA, M. – ORSÁGOVÁ, J. 2001. Štvrtročný ekonometrický model slovenskej ekonomiky QEM-ECM-1.0. In: *Ekonomický časopis*. 2001, roč. 49, č. 5, s. 847-867.
- [7] HATRÁK, M. 1998. Error correction models and cointegration analysis in applied econometrics. In: CEJORE. 1998, roč. 6, č. 3-4, s. 183 – 191.
- [8] HATRÁK, M. 2007. *Ekonometria*. Bratislava : IURA EDITION, 2007. 503 s. ISBN 978-80-8078-150-7.
- [9] LUKÁČIK, M. 2007. *Prognóza na základe modelov s korekčným členom*. In: Vincúr, P. – Zajac, Š. a kolektív: *Úvod do prognostiky*. Bratislava: SPRINT v.fra, 2007. 389 s. ISBN 978-80-89085-86-6.
- [10] MFSR. 2009. Makroekonomické prognózy MFSR na roky 2009 – 2012. Bratislava : Výbor pre makroekonomické prognózy Ministerstva financií, 2009.