FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY

A INFORMATIKY

Univerzita Komenského v Bratislave

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Katarína Krivanská Bratislava 2002

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY

A INFORMATIKY

Univerzita Komenského v Bratislave

Ekonomická a finančná matematika

Ekonometrické modelovanie zahraničného obchodu SR

Diplomová práca

Diplomant: Katarína Krivanská
Vedúci diplomovej práce: Doc. RNDr. Viliam Páleník, Ph. D.

Bratislava
2002

Prehlasujem, že som na tejto práci pracovala samostatne, s využitím získaných poznatkov a s použitím uvedenej literatútry

..……..

Touto cestou chcem poďakovať svojmu vedúcemu diplomovej práce, Doc. RNDr. Viliamovi Páleníkovi, Ph. D, z Ústavu Slovenskej a svetovej ekonomiky SAV, za odborné vedenie, cenné návrhy, pripomienky a aj za jeho čas, ktorý mi venoval pri spracovávaní uvedenej témy.

Obsah

Úvod ... **2**

1 Metódy na odhad rovníc ... **3**

1.1 Pojem ekonometrie ... 3
1.2 Štatistická údajová základňa ... 5
1.3 Fázy ekonometrického modelovania ... 6
1.4 Odhad parametrov jednoduchou metódou najmenších štvorcov ... 7
1.5 Testovanie modelu ... 8
1.6 Error correction models. ... 11

2 Zahraničný obchod ... **14**

2.1 Mundelov model ... 14
2.2 Syntéza klasického a monetárneho prístupu ... 17

3 Ekonometrické modely zahraničného obchodu ... **25**

3.1 Model NBS ... 25
3.2 Model Infostatu ... 27
3.3 Model ÚSSE SAV ... 28
3.4 Český model ... 30

4 Vývoj zahraničného obchodu na Slovensku ... **32**

5 Rovnice zahraničného obchodu ... **38**

5.1 Špecifikácia rovníc ... 38
5.2 Odhadnuté rovnice ... 40
5.3 Ex-post analýza rovníc dovozu a vývozu ... 46

Záver ... **54**

Literatúra ... **55**

Príloha ... **56**

Úvod

V súčasnosti je často diskutovanou otázkou vonkajšia a vnútorná rovnováha krajín. Na posúdenie vonkajšej stability slúži zahraničnoobchodná bilancia krajiny. Keď sa teda hodnotí krajina z hľadiska vonkajšej rovnováhy, berie sa do úvahy schodok obchodnej bilancie krajiny. Na tento účel je dôležité poznať správanie zahraničného obchodu, čo ho ovplyvňuje a za akých podmienok funguje

V tejto práci sa v prvej časti zameriavame na metódy analýzy správania sa ekonomických veličín. V súčasnosti sa na modelovanie správania sa ekonomických veličín najčastejšie používajú ekonometrické metódy. My sa zameriavame na najpoužívanejšiu metódu, jednoduchú metódu najmenších štvorcov a na pomerne mladú, na Slovensku len krátko používanú, metódu modelov s korekčným členom.

Keďže jedným z predpokladov na použitie ekonometrie je ekonomická teória, pomocou ktorej sa určí tvar odhadovanej rovnice, v druhej kapitole sa venujeme teórii medzinárodného obchodu. Sú tu popísané dve základné teórie a to klasická teória zahraničného obchodu, z ktorej sa dajú určiť podmienky stability pre celý systém medzinárodnej výmeny. Do tohto modelu sa dajú zahrnúť aj mnohé politické nástroje a sledovať vplyvy zavedenia určitých opatrení. Druhá teória nie je natoľko známa a v súčasnosti využívaná. Spája dva prístupy k analyzovaniu zahraničného obchodu, keynesovský a monetárny prístup.

V tretej kapitole sú zhrnuté najznámejšie už vzniknuté modely zahraničného obchodu na Slovensku a na porovnanie je popísaný aj model Českého zahraničného obchodu. Tieto modely sú porovnané z hľadiska použitia jednotlivých vysvetľujúcich premenných a bližšie analyzované odhadnuté parametre v konkrétnych rovniciach.

Na to aby sme mohli analyzovať ekonomické ukazovatele je potrebné hlbšie poznať ich minulosť a podmienky, za akých dosahovali také hodnoty, aké dosahovali. Tejto problematike sa bližšie venuje v štvrtá kapitola.

Cieľom tejto práce je odhadnúť vlastné rovnice správania sa zahraničného obchodu. Pokúsime sa odhadnúť ich pomocou oboch metód popísaných v prvej kapitole a porovnať ako z hľadiska štatistického, tak aj na základe ekonomickej interpretovateľnosti jednotlivých odhadnutých parametrov. Nakoniec je popísaná ex-post analýza, v ktorej porovnávame skutočné a odhadnuté hodnoty. Na základe namodelovaných hodnôt sa snažíme zistiť, ktoré rovnice majú lepšiu vypovedaciu schopnosť a lepšie opisujú skutočnosť.

1. Metódy na odhad rovníc

Ako vyplýva z názvu diplomovej práce, budeme používať ekonometrické metódy na odhad rovníc zahraničného obchodu. Ako každá vedná disciplína, aj ekonometria má svoju históriu. Za oficiálny dátum vzniku ekonometrie môžeme považovať rok 1930, kedy bola založená Medzinárodná ekonometrická spoločnosť. V roku 1933 začali vydávať aj svoj prvý časopis Econometrica. V prvom čísle jeho zakladateľ, nórsky ekonóm Ragnar Frisch, určuje ciele Spoločnosti a naznačuje definíciu ekonometrie, keď píše: „ Skúsenosť ukazuje, že každé z týchto troch hľadísk – hľadisko štatistiky, ekonomickej teórie a matematiky – je nevyhnutnou podmienkou správneho chápania kvantitatívnych vzťahov v súčasnom ekonomickom živote, každé z nich samo osebe je nedostatočné. Jedine spojenie všetkých týchto troch hľadísk môže vytvoriť mocnú metódu výskumu. A týmto spojením je ekonometria.“

1.1 Pojem ekonometrie

Ekonometria predstavuje syntézu ekonomickej teórie, matematiky a štatistiky. Táto syntéza nie je však mechanickým spojením ekonomickej analýzy s metodickým aparátom matematiky a štatistiky, ale ide o prepojenie vzájomne sa podmieňujúcich vedných disciplín, ktoré vedie k novej kvalite ekonomickej analýzy.

Teoretické poznatky ekonomickej teórie majú kvalitatívny charakter, neurčujú kvantitatívne ukazovatele analyzovaných veličín, ani konkrétne matematické vyjadrenie ich vzťahov. Často sa uvažuje aj o veličinách, ktoré nemožno číselne vôbec vyjadriť. Ekonometria preto nemôže kvantifikovať poznatky ekonomickej teórie bezprostredne, ale na jej základe musí najprv vytvárať ekonomické hypotézy. *Ekonomická hypotéza* je takým pretvorením teoretického poznatku, ktoré umožní jeho matematické a štatistické formalizovanie. Formalizované vyjadrenie ekonomickej hypotézy vedie ku konštrukcii ekonometrického modelu[7].

Matematická a štatistická formulácia ekonomickej hypotézy nevyhnutne vyžaduje zaviesť zjednodušujúce predpoklady. Pri aplikácii matematického aparátu môžeme zaviesť napríklad:

- predpoklad o algebraickom tvare modelu (lineárny, mocninový, …),
- ekonomickú interpretovateľnosť matematických operácií (derivácie, integrácie, inverzie, …),
- predpoklad o monotónnom tvare funkcie a pod.

Pri aplikácii štatistického aparátu najčastejšie zavádzame nasledovné predpoklady:

- špecifikované ekonomické veličiny majú charakter výberu uskutočneného náhodným spôsobom,
- číselné zobrazenie veličín je adekvátnym odrazom študovaného javu alebo procesu.

Predpoklady, od ktorých výsledky ekonometrickej analýzy závisia osobitne citlivo, nazývame kritickými predpokladmi.

Ekonometrický model je vlastným nástrojom ekonometrie. Môže mať tvar jednej rovnice zachytávajúcej ekonomickú hypotézu vyslovovanú o jedinej časti procesu alebo tvar sústavy rovníc, z ktorých každá odráža hypotézu príslušnej časti procesu a celá sústava vyjadruje súhrnnú hypotézu procesu ako celku. Formulácia vzťahov medzi ekonomickými veličinami predpokladá jednoznačne určiť postavenie veličín v modeli a štatistické ukazovatele, ktoré ich numericky vyjadrujú. Toto určenie sa nazýva špecifikáciou premenných modelu.

Intenzitu vplyvu vysvetľujúcich veličín modelu na vysvetľovanú veličinu vyjadrujú parametre modelu. Určenie hodnôt parametrov sa uskutočňuje ich štatistickým odhadom, a to na základe určitého počtu pozorovaní špecifikovaných premenných modelu,

- prijatím predpokladanej matematickej formulácie modelu,
- po zavedení predpokladov o stochastickosti vzťahu (o parametroch rozdelenia náhodnej zložky modelu).

Iný súbor údajov, iná matematická formulácia modelu alebo zavedenie iných predpokladov o stochastickej zložke modelu poskytne zrejme iný odhad jeho parametrov.

Z uvedeného hľadiska možno ekonometrický model definovať ako sústavu ekonomických štruktúr. Z výpočtového hľadiska je ekonomickou štruktúrou systém rovníc postačujúcich na to, aby sa zo známych hodnôt vysvetľujúcich veličín mohli jednoznačne určiť numerické hodnoty vysvetľovaných veličín.

Aby odvodená ekonomická štruktúra mohla spoľahlivo plniť účely modelovania, musí mať štatistickú významnosť a jej výsledky musia mať teoreticky i prakticky zdôvodniteľný obsah, čo znamená, že musia byť ekonomicky interpretovateľné.

Všeobecne možno rovnicu modelu zapísať:

$$y_t = f(x_{t1}, x_{t2}, ..., x_{tk}, u_t) \qquad 1.1$$

kde

y_t	je vysvetľovaná veličina v čase $t = 1, 2, \ldots, n$
f	je všeobecné vyjadrenie funkčnej závislosti.
$x_{t1}, x_{t2}, \ldots, x_{tk}$	k vysvetľujúcich veličín v čase $t = 1, 2, \ldots, n$
u_t	stochastická zložka modelu v čase $t = 1, 2, \ldots, n$

V ďalšom budeme pre zjednodušenie vynechávať symbol t pri veličinách modelu.

Uvažovanie závislostí veličín ako stochastických vzťahov má niekoľko dôvodov:

- počet vysvetľujúcich premenných k je vždy obmedzený, náhodnú zložku u môžeme preto chápať ako vplyv ďalších premenných na vysvetľovanú premennú,
- vplyv $x_1, x_2, \ldots, x_k$ na y sa odhaduje na základe určitého počtu pozorovaní, v rámci ktorých mohli vzniknúť rozličné odchýlky od všeobecnej tendencie závislostí,
- pri meraní všetkých veličín mohli vzniknúť chyby, ktoré tiež spôsobujú odchýlky pozorovaných hodnôt od všeobecnej tendencie.

V jednej rovnici ekonometrického modelu nemusia byť hodnoty vysvetľujúcich premenných len z toho istého obdobia ako vysvetľované. Hovorí sa o používaní oneskorených veličín. Dôležité je uplatnenie oneskorenej endogénnej veličiny vo funkcii vysvetľujúcej, pretože vedie k zachyteniu zotrvačnosti modelovaného procesu. Do rovnice modelu môžeme zaviesť aj exogénnu veličinu času (t). Môže sa tým nepriamo vyjadriť vplyv určitých faktorov závislých od času, ako napríklad vplyv technického rozvoja na objem produkcie. Medzi ďalšie veličiny modelu patria umelé exogénne premenné. Tieto nám umožnia vyjadriť vplyvy kvalitatívnych alebo ťažko merateľných faktorov. Umelé premenné môžu nadobúdať rozličné hodnoty závisiace od ich definície.

1.2 Štatistická údajová základňa

Ďalšou dôležitou podmienkou ekonometrického modelovania je vhodná údajová základňa. Základným štatistickým materiálom ekonometrických modelov sú časové rady a prierezové údaje. Časové rady sú chronologicky usporiadané konzistentné hodnoty ekonomických veličín [7]. Podmienku konzistentnosti údajov časového radu tvorí ich vzájomná porovnateľnosť. Každý údaj časového radu musí

- mať rovnaké vecné vymedzenie obsahu,
- zobrazovať veličinu za ten istý územný, organizačný alebo inak vymedzený celok,
- byť pozorovaním veličiny spravidla s rovnakým časovým odstupom.

Podľa dĺžky obdobia pozorovania hodnôt veličín sa hovorí o krátkodobých (s periodicitou štvrťročnou, mesačnou, …) časových radoch a o dlhodobých, ktorých obdobie pozorovania je spravidla jeden rok. Oba typy môžu byť periodické alebo neperiodické. Krátkodobé časové rady sú často periodickými, pretože sa v nich prejavuje výrazný vplyv jednotlivých častí roka – sezón.

Z hľadiska kvantifikácie ekonometrického modelu je dôležité určenie potrebného počtu pozorovaní (dĺžky časových radov) postačujúceho na spoľahlivý odhad parametrov. Malý počet pozorovaní zvyčajne neumožňuje dostatočne určiť kvalitu odhadu parametrov. Príliš veľký počet pozorovaní zasa môže obsahovať aj príliš odľahlé údaje, ktorých významnosť vzhľadom na uskutočňovanú analýzu môže byť veľmi malá. Formálne pravidlo na určenie potrebnej dĺžky časových radov neexistuje, spravidla sa určuje podľa situácie

v konkrétnych prípadoch. V praxi sa za vhodný počet považuje 10 až 20 údajov v ročných časových radoch a 20 až 60 údajov v štvrťročných časových radoch.

1.3 Fázy ekonometrického modelovania

Ekonometrické modelovanie je proces skladajúci sa z nasledovných postupov – fáz:

1) konštrukcia ekonometrického modelu ako matematicky formalizovane vyjadrenie ekonomickej hypotézy,
2) kvantifikácia modelu je štatistickým odhadom parametrov modelu,
3) verifikácia modelu je overením modelu na jeho štatistickú významnosť a ekonomickú interpretovateľnosť,
4) aplikácia modelu je praktickým využitím modelu pre rozličné analýzy a prognózy.

Lineárny jednorovnicový model môžeme vo všeobecnosti zapísať v nasledovnom tvare:

$$y_t = b_0 + b_1 x_{t1} + b_2 x_{t2} + ... + b_k x_{tk} + u_t \qquad 1.2$$

pre n pozorovaní ($t = 1, 2, \ldots, n$) dostaneme n rovníc, pre ktoré pomocou rozličných ekonometrických metód vieme vypočítať parametre $b_0, \ldots, b_k$. Tento zápis môžeme stručne zapísať nasledovným spôsobom:

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{u} \qquad 1.3$$

kde jednotlivé vektory a matica majú nasledovný tvar:

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ ... \\ y_n \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & ... & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & ... & x_{2k} \\ ... & ... & ... & ... \\ 1 & x_{n1} & ... & x_{nk} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{b} = \begin{pmatrix} b_0 \\ b_1 \\ ... \\ b_k \end{pmatrix}, \quad \mathbf{u} = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ ... \\ u_n \end{pmatrix} \qquad 1.4$$

Štatistický odhad parametrov označíme $\hat{b}_0, \hat{b}_1, ..., \hat{b}_k$, a teoretickú hodnotu vysvetľovanej premennej $\hat{y}$. Potom platí:

$$\hat{y}_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x_{t1} + ... + \hat{b}_k x_{tk} \qquad 1.5$$

Pozorovaná hodnota premennej y_t je daná vzťahom:

$$y_t = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x_{t1} + ... + \hat{b}_k x_{tk} + e_t \qquad 1.6$$

Z predchádzajúceho vyplýva:

$$y_t = \hat{y}_t + e_t \qquad 1.7$$

pretože náhodná zložka u_t modelu (1.2) nadobúda vo vzťahu (1.6) konkrétnu hodnotu reziduálnej odchýlky e_t. Model môžeme tiež prepísať pomocou vektorovo-maticového zápisu nasledovne:

$$\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}} \tag{1.8}$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}} + \mathbf{e} \tag{1.9}$$

Aby bolo možné štatisticky odhadnúť vektor $\hat{\mathbf{b}}$, treba zaviesť zásadné predpoklady o mechanizme tvorby hodnôt premenných modelu. Tieto predpoklady sú pre kvantifikáciu modelu mimoriadne dôležité.

- Náhodná zložka u_t má v každom pozorovaní nulovú strednú hodnotu.
- Náhodná zložka u_t má konštantný rozptyl. Tento predpoklad je formulovaním podmienky homoskedasticity.
- Náhodné zložky z rôznych období sú vzájomne párovo nekorelované, to znamená, že majú nulovú kovarianciu.
- Vysvetľujúce premenné nie sú náhodnými premennými, čo znamená, že vysvetľujúce premenné nie sú závislé od náhodnej zložky *u*.
- Vysvetľujúce premenné sú vzájomne lineárne nezávislé a ich počet je menší ako počet pozorovaní.

1.4 Odhad parametrov jednoduchou metódou najmenších štvorcov

Ak sú splnené predchádzajúce predpoklady, môžeme najlepší lineárny neskreslený odhad vektora **b** dostať jednoduchou metódou najmenších štvorcov.

Odchýlky teoretických hodnôt vysvetľovanej premennej od skutočných možno určiť:

$$\mathbf{e} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}} \tag{1.10}$$

Metóda najmenších štvorcov spočíva v minimalizácii súčtu štvorcov odchýlok, čo môžeme matematicky vyjadriť:

$$\sum e_t^2 = \mathbf{e}^{\mathrm{T}}\mathbf{e} = \left(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}}\right)^{\mathrm{T}}\left(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\mathbf{b}}\right) \rightarrow \min \tag{1.11}$$

Tento vzťah roznásobíme z zjednodušíme. Keďže chceme vypočítať minimum, zderivujeme upravený výraz podľa $\hat{\mathbf{b}}$ a položíme rovné nule. Dostaneme systém normálnych rovníc v nasledovnom tvare:

$$\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\hat{\mathbf{b}} = \mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{y} \tag{1.12}$$

z čoho môžeme vypočítať hodnoty parametrov buď riešením tejto sústavy rovníc, alebo vyjadríme priamo $\hat{\mathbf{b}}$:

$$\hat{\mathbf{b}} = (\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{y} \tag{1.13}$$

Na odhad regresných rovníc existujú ešte viaceré metódy, avšak podrobne sa tu nimi nebudeme zaoberať, keďže sme odhadovali model zahraničného obchodu iba metódou najmenších štvorcov.

1.5 Testovanie modelu

Po použití regresnej metódy prichádza na rad štatistické testovanie odhadnutých parametrov. Prvé, na čo sa ekonometer pozerá je ***koeficient determinácie***, ktorý označujeme R^2. Tento vyjadruje priliehavosť modelu. Preto by sa hodnota tohto koeficientu mala blížiť k jednej, čo by znamenalo 100%-nú priliehavosť modelu. Naopak, nízke hodnoty svedčia o tom, že namodelované hodnoty sa príliš líšia od skutočných hodnôt vysvetľovanej premennej. Je definovaný nasledovným vzťahom:

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y}_t - \bar{y})^2}{\sum (y_t - \bar{y})^2} \tag{1.14}$$

kde $\bar{y}$ predstavuje aritmetický priemer časového radu y_t. Koeficient determinácie nadobúda hodnoty z intervalu $\langle 0,1 \rangle$ a nikdy neklesne keď pridáme do rovnice ďalšiu premennú. Podobnú úlohu má aj ***adjustovaný koeficient determinácie*** ($\overline{R}^2$). Tento môže nadobúdať aj záporné znamienka a penalizuje počet premenných v matici, čo znamená, že po pridaní premennej do modelovanej rovnice môže jeho hodnota klesnúť na rozdiel od R^2, pri ktorom sa to nemôže stať. Adjustovaný koeficient determinácie dostaneme z nasledovného vzťahu:

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{n-1}{n-k} \frac{\mathbf{e}^T \mathbf{e}}{\sum (y_t - \bar{y})^2} \tag{1.15}$$

Dôležitú úlohu pri testovaní modelu zohráva aj ***znamienková analýza***. To znamená, že ešte pred skutočnou regresiou si určíme teoretické znamienka jednotlivých parametrov. Na ich určenie je dôležité poznať jednotlivé ekonomické súvislosti medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcimi premennými. Keď sa stane, že regresia ukáže opačné znamienko, treba sa zamyslieť nad dôvodom tohto javu. Buď boli naše úvahy nesprávne a nájdeme opačnú závislosť, alebo táto premenná nie je vhodnou vysvetľujúcou premennou a treba zvoliť inú špecifikáciu rovnice.

Na základe predpokladu, že náhodná zložka $\mathbf{u}$ má normálne rozdelenie, teda $\mathbf{u} \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_n)$ môžeme testovať ***štatistickú významnosť odhadnutých parametrov***. Po úpravách dostaneme vyjadrenie testovacích štatistík pre jednotlivé parametre v nasledovnom tvare:

$$t_i = \frac{\hat{b}_i - b_i}{\sqrt{\frac{\sum e_t^2}{n-(k+1)} (\mathbf{X}^{\mathbf{T}} \mathbf{X})^{-1}_{ii}}} \tag{1.16}$$

Pričom veličina t_i má Studentovo rozdelenie s n - (k + 1) stupňami voľnosti. Nulová hypotéza o štatistickej nevýznamnosti parametra b_i má tvar H_0: $b_i = 0$. Podľa nej, na hladine významnosti α je $|t_i| < t_{\alpha[n-(k+1)]}$. Ak však platí opačná nerovnosť, tak nulovú hypotézu na

hladine významnosti α zamietame a teda považujeme testovaný parameter v danom modeli za významný. V súčasnosti už programy, ktoré sa používajú na regresné analýzy automaticky vypíšu tieto štatistiky a navyše vo výstupoch sa nachádzajú takzvané p-hodnoty, čo sú najmenšie hladiny významnosti, kedy ešte zamietame nulovú hypotézu. Preto ak si zvolíme hladinu významnosti na úrovni α (zvyčajne je táto hodnota 0.05 alebo 0.1), hneď ako vidíme výsledky regresie, môžeme zistiť, ktoré premenné sú štatisticky významné a ktoré nie.

Podobne možno testovať aj ***štatistickú významnosť koeficientu determinácie***. Pri tomto používame nasledovnú štatistiku:

$$F = \frac{R^2 / k}{(1 - R^2) / [n - (k + 1)]} \qquad 1.17$$

Táto veličina má Fisherovo rozdelenie s k a n - (k + 1) stupňami voľnosti. Aby bol koeficient determinácie štatisticky významný, musí mať veličina F väčšiu hodnotu ako teoretickú na hladine významnosti α a pri daných stupňoch voľnosti. Matematicky zapísané $F > F_{\alpha[k, n-(k+1)]}$.

Pri zistení nedostatočnej štatistickej významnosti odhadu parametrov určitých vysvetľujúcich premenných prichádzajú do úvahy najmä tieto úpravy:

- vynechanie príslušných premenných a ich prípadné nahradenie inými premennými,
- zmeny v špecifikácii príslušných premenných,
- zmena funkčného tvaru rovnice,
- zmeny vo vyjadrení časových posunov premenných,
- použitie špeciálnych metód odhadu parametrov s prípadným využitím apriórnych informácií.

Podobne nedostatočná významnosť koeficientu determinácie môže viesť napríklad k týmto úpravám

- pridanie ďalších vysvetľujúcich premenných,
- zvýšenie počtu pozorovaní,
- zmeny funkčného tvaru rovnice.

Pri všetkých uvedených úpravách musíme dbať na to, aby sa nenarušila ekonomická interpretovateľnosť jednotlivých odhadnutých parametrov modelu.

Ďalšou poruchou pri odhadovaní rovníc modelu zvykne byť ***autokorelácia rezíduí*** (seriálna korelácia), čo je porušenie predpokladu o vzájomnej nezávislosti náhodných zložiek z rôznych pozorovaní. Autokorelácia náhodných zložiek síce zvyčajne neovplyvňuje štatistický odhad parametrov, ktorý zostáva aj naďalej nevychýlený. Avšak rozptyl parametrov $\hat{b}_i$ je podhodnotený a teda stráca sa preukaznosť testu t, lebo hodnoty t_i sú nadhodnotené a tým sa podhodnocuje interval spoľahlivosti odhadu parametrov. Vhodným testovacím

kritériom autokorelácie rezíduí je štatistika *d* Durbin-Watsonovho testu, ktorá má nasledovný tvar:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{n} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2} \qquad 1.18$$

Jej rozdelenie závisí od korelačnej štruktúry matice pozorovaní vysvetľujúcich premenných modelu. Pre rozličné počty pozorovaní (n) a vysvetľujúcich premenných (k) sú pri určitej hladine významnosti α tabelované kritické hodnoty *d.* Platí, že pri úplnej pozitívnej (negatívnej) autokorelácii štatistika *d* nadobúda hodnotu 0 (4). Ak niet autokorelácie rezíduí, štatistika d má hodnotu 2. Teda *d* má symetrické rozdelenie v intervale od 0 do 4 s priemerom 2. Autori testu *d* odvodili kritické intervaly obmedzené dolnými (d_L) a hornými (d_U) hranicami hodnôt *d*, v rámci ktorých nie je výsledok testu jednoznačný a nemožno ním teda overiť hypotézu o neexistencii autokorelácie rezíduí. Mimo týchto hraníc test jednoznačne indikuje pri

$d < d_L$	pozitívnu autokoreláciu,
$d_U < d < 4-d_U$	neprítomnosť autokorelácie,
$d > 4-d_L$	negatívnu autokoreláciu rezíduí.

Pri raste počtu pozorovaní sa intervaly medzi d_U a d_L zužujú, čím teda preukaznosť testu *d* vzrastá.

Pri použití jednoduchej metódy najmenších štvorcov bola ďalším predpokladom vzájomná nezávislosť jednotlivých vysvetľujúcich premenných. Hodnosť matice pozorovaní vysvetľujúcich premenných je pri výskyte úplnej lineárnej závislosti menšia ako počet parametrov modelu ($h(\boldsymbol{X}) < k+1$), takže determinant $\left|\mathbf{X}^{\mathrm{T}}\mathbf{X}\right| = 0$. Teda nemožno použiť vzťah (1.13) na získanie odhadu parametrov. Pod problémom ***multikolinearity*** nerozumieme úplnú lineárnu závislosť vysvetľujúcich premenných ale ich vzájomnú koreláciu. O tomto probléme hovoríme už vtedy ak v rovnici vystupujú aspoň dva takéto rady. Dochádza pri tom k nestabilite odhadov parametrov a zvyšujú sa ich rozptyly. Významná multikolinearita môže odhady parametrov podstatne skresľovať až do ekonomicky neinterpretovateľných hodnôt a neumožňuje spoľahlivo separovať vplyvy jednotlivých vysvetľujúcich premenných. Významnosť multikolinearity možno orientačne posúdiť na základe párových koeficientov korelácie, ktoré vyjadrujú mieru závislosti medzi jednotlivými vysvetľujúcimi premennými. Pri tomto posudzovaní sa používajú prevažne metódy, ktoré používajú v testovacích štatistikách korelačnú maticu. Táto pozostáva z korelačných koeficientov jednotlivých vysvetľujúcich premenných, na hlavnej diagonále má jednotky, je symetrická rozmeru $k \times k$. Najpoužívanejšia je metóda Farrara a Glaubera. Problém multikolinearity najjednoduchšie

vyriešime tak, že vynecháme premenné, ktoré ju spôsobujú, prípadne ich nahradíme inými premennými. Ďalšou možnosťou je transformácia premenných alebo prijatie určitej hypotézy.

Poslednou poruchou, o ktorej sa tu zmienime, je ***heteroskedasticita***. Táto sa v modeli vyskytuje, keď nie je splnený predpoklad o konštantnosti rozptylu jeho náhodnej zložky u_t v jednotlivých pozorovaniach. Ak sa na model s heteroskedasticitou náhodnej zložky použije jednoduchá metóda najmenších štvorcov, odhady parametrov budú síce nevychýlené, avšak nebudú najlepšie nevychýlené (najlepší znamená, že má najmenší výberový rozptyl zo všetkých odhadov). Najjednoduchšou metódou na zistenie heteroskedaticity je nechať si vykresliť graf rezíduí. Na *x*-ovej osi bude poradie meraní v čase a na *y*-ovej budú príslušné rezíduá. Ak sa v smere rastúceho času zvyšujú absolútne hodnoty rezíduí, môžeme povedať, že v modeli sa vyskytuje heteroskedasticita. Existujú aj iné metódy na testovanie významnosti heteroskedasticity, ktorými sa tu však podrobnejšie nebudeme zaoberať.

1.6 Error correction models.

V predchádzajúcom texte sme sa zaoberali klasickou ekonomickou metódou, jednoduchou metódou najmenších štvorcov. V ďalšom by sme sa chceli venovať aj dynamickej špecifikácii modelu. V regresnej analýze sa predpokladá, že časové rady sú stabilné, alebo ak aj sú nestabilné, predpokladáme, že majú deterministický trend. Na druhej strane k modelovaniu časových radov sa pristupuje z čisto štatistickej stránky, teda ignoruje sa ekonomický vplyv. To znamená, že sa časový rad nemodeluje pomocou vysvetľujúcich premenných. Táto metodológia sa nazýva Box – Jenkinsonov prístup. Tieto dva prístupy venovali malú pozornosť jeden druhému. Veľa prognóz, ktoré boli založené výlučne na ekonometrii často vykazovali väčšie chyby ako tie, ktoré boli založené len na teórii časových radov. Bolo to spôsobené tým, že mnohé časové rady boli nestabilné a mnohé obsahovali stochastický časový trend. Toto potom viedlo k zlým štatistickým vlastnostiam odhadov parametrov. Smerovalo to k tomu, že sa tieto dva smery modelovania časových radov začali skúmať spoločne, čo viedlo k úprave ekonometrickej metodológie a vznikol princíp Error Correction Models (ECM), to znamená modely korigujúce chyby. Regresné rovnice, ktorých konštrukcia a špecifikácia sú založené na uvedenom princípe, umožňujú vyjadriť vplyv určitého typu teoretického časového oneskorenia, o ktorom sa predpokladá, že determinuje vývoj modelovaného vzťahu. Umožňuje ďalej rozlíšiť dlhodobý trend vo vývoji tohto vzťahu od krátkodobých odchýlok od daného trendu.

Prvým a najdôležitejším pojmom pre ECM metódu je integrácia a koinetgrácia časových radov. Ak je časový rad stacionárny, hovoríme, že je integrovaný stupňa nula, zapisujeme *I(0)*. Nestacionárny časový rad, ktorý má po *d*-násobnom diferencovaní

stacionárne, nedeterministické vyjadrenie pomocou procesu ARMA[1], sa nazýva integrovaný stupňa *d*, zapisujeme *I(d)*. Integrácia časových radov sa dá zisťovať napríklad Dickey-Fullerovým testom alebo doplneným Dickey-Fullerovým testom. Tieto testy sa zakladajú na regresii danej premennej na jej hodnotách z minulého obdobia. Kritické hodnoty sa líšia pre rôzne počty pozorovaní.

Ďalším dôležitým pojmom pri používaní ECM metódy je kointegrácia časových radov. Hovoríme, že prvky stochastického vektora x_t (stochastické procesy) sú kointegrované stupňa *d, b* (označujeme *CI(d,b)*) ak

a) všetky zložky x_t sú integrované stupňa *d* a

b) $\exists \alpha : z_t = \alpha' x_t$, kde z_t je integrované stupňa $b < d$. [2]

Vektor α sa nazýva kointegrujúci vektor a vo všeobecnosti nemusí byť jednoznačne určený. Ak sú časové rady kointegrované, v čase sa systematicky nerozchádzajú a existuje medzi nimi určitá rovnováha. Preto by mohli byť premenné, medzi ktorými má byť podľa ekonomickej teórie súvislosť, kointegrované. Na testovanie kointegrácie časových radov existuje viacero metód. My budeme používať Johanssenov kointegračný test, ktorý je súčasťou ekonometrického softwaru Eviews. V [4] sú podrobne vysvetlené jednotlivé testy.

Východiskom pri konštrukcii modelov s korekčným členom je model s autoregresne rozdelenými oneskoreniami, tzv. ADL model. My sa budeme zaoberať modelom s jednou vysvetľujúcou premennou, označujeme *ADL(p, q)*. Takýto model má nasledovný tvar:

$$y_t = \varphi + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i y_{t-1} + \sum_{j=1}^{q} \beta_j x_{t-j+1} + u_t \qquad 1.19$$

kde u_t je takzvaný biely šum. Hodnoty p a q teda predstavujú najvyššie stupne oneskorenia vysvetľovanej a vysvetľujúcej premennej. Táto rovnica sa dá pomocou transformácie prepísať do tvaru, ktorý explicitne vyjadruje korekčný člen.

Konštrukciu ukážeme na jednoduchom prípade, na modeli *ADL*(1, 1), ktorý vyzerá nasledovne:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 y_{t-1} + u_t \qquad 1.20$$

Predpokladáme, že z dlhodobého hľadiska platí:

$$x_t = x_{t-1} \text{ a } y_t = y_{t-1} \qquad 1.21$$

Potom po úpravách dostaneme dlhodobé riešenie:

$$y_t = \frac{\beta_0}{1-\beta_3} + \frac{\beta_1 + \beta_2}{1-\beta_3} x_t + v_t \qquad 1.22$$

kde $v_t = \frac{u_t}{1-\beta_3}$.

Parameter

[1] Proces ARMA(p,q) je definovaný ako $y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \ldots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_q \varepsilon_{t-q}$, kde ε_t je tzv. biely šum [3]

$$\lambda = \frac{\beta_1 + \beta_2}{1 - \beta_3} \qquad 1.23$$

sa nazýva *dlhodobý multiplikátor.* V modeloch typu log-log je tento parameter meradlom dlhodobej elasticity závisle premennej vzhľadom na nezávisle premennú.

Dlhodobé riešenie je rovnováha, ku ktorej smerujú časové rady príslušných premenných. Rovnováha znamená trajektóriu dlhodobého rastu, po ktorej sa pohybuje analyzovaná premenná v každom časovom okamihu. Takýto stav sa dosahuje po určitom čase, a to za predpokladu, že rovnováha je stabilná a nie je pod vplyvom žiadneho vonkajšieho šoku.[9]

Ďalej upravujeme vzťah (1.20) tak, že odpočítame y_{t-1} od každej strany tejto rovnice. Dostaneme vzťah:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + (\beta_3 - 1) y_{t-1} + u_t \qquad 1.24$$

Teraz pripočítame a odpočítame na pravej strane člen $\beta_1 x_{t-1}$ a po využití vzťahu 1.23 dostaneme nasledovný tvar rovnice

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_3 - 1)(y_{t-1} - \lambda x_{t-1}) + u_t \qquad 1.25$$

Tento tvar rovnice je ECM reprezentáciou pôvodnej špecifikácie (1.20) s členom korigujúcim chyby $(\beta_3 - 1)(y_{t-1} - \lambda x_{t-1})$. Rozdiel medzi y_{t-1} *a* λx_{t-1} meria rozsah odklonu od dlhodobej nerovnováhy medzi y_t a x_t. Parameter β_3 sa interpretuje ako *intenzita zotrvačnosti* a dlhodobý vzťah (1.22) spolu s predpokladmi (1.21) platí len za podmienky $\beta_3 \neq 1$. Model *ADL*(1, 1) si zachováva dlhodobú stabilitu len ak $|\beta_3| < 1$. Modely ECM sú krátkodobé. Parameter β_1 , ktorý sa nazýva *krátkodobý multiplikátor,* indikuje okrem porušenia vzťahov rovnováhy v minulosti aj vplyv krátkodobej závislosti medzi závisle premennou a nezávisle premennou.

Jednoduchá metóda najmenších štvorcov určuje dlhodobý vzťah medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcimi premennými. Na druhej strane metóda modelov s korekčným členom umožňuje vyjadriť aj krátkodobé odchýlky od rovnovážneho stavu, ktoré môžu byť spôsobené rôznymi vonkajšími šokmi. Preto v podmienkach slovenskej ekonomiky môže byť zaujímavé, zistiť či budú dávať tieto dve metódy rovnaké výsledky pre rovnaké skupiny premenných.

2. Zahraničný obchod

Pri štúdiu rôznych ekonomických javov vzniká otázka, ako sa dá realita popísať čo najpresnejšie pomocou nejakého teoretického modelu. My sme si vybrali dva rôzne prístupy na popísanie medzinárodného. Prvý sa zaoberá len výmenou statkov. Druhá teória spája v sebe dva rôzne prístupy a zahŕňa aj netovarovú výmenu medzi krajinami.

2.1 Mundelov model

Anglický klasický model zahraničného obchodu je zdrojom mnohých návrhov, ktoré formujú teóriu medzinárodného obchodu dodnes. Aj napriek útokom na mnohé iné odvetvia klasickej teórie, táto prežila ako základný nástroj analýz. Táto teória prežila aj vďaka jej aplikovateľnosti pri tvorbe politiky krajiny. Klasickí ekonómovia boli spokojní so stanovením smeru, akým sa zmenia ceny obchodu (terms of trade) pri takých rušivých momentoch ako sú zánik hraníc, úprava daní, devalvácia, príjmové transfery a zmeny v produkcii. Neskôr mnohé nové metódy umožnili odvodiť z modelu viacero záverov a zistiť aj mnohé kvantitatívne výsledky v zmenách cien obchodu. Robert Alexander Mundell v článku [13] skonštruoval model medzinárodného obchodu, ktorý sa pridŕžal klasickej školy. Ďalej sa podľa neho pokúsil vysvetliť priame efekty na medzinárodnú rovnováhu jednosmerných transferov, zmeny produktivity, dovozné a vývozné dane a produkčné a spotrebné dane. My sa budeme zaoberať modelom s dvoma krajinami a dvoma výrobkami, ktorá je zvyčajne používaná aj v iných modeloch. Aplikácia na model s viacerými krajinami je popísaná v [13].

2.1.1 Model s voľným obchodom

Predpokladajme, že máme dve krajiny, *A* a *B* (s plnou zamestnanosťou), produkujúce dva výrobky. Krajina *A* vyváža výrobok *X* a krajina *B* výrobok *Y*. Nech veľké písmenká označujú produkciu, malé písmenká spotrebu a písmená v dolnom indexe označujú krajinu. Nech *T* označuje kapitálový export krajiny *A* (to, čo krajina *A* požičiava) vyjadrené v cenách *X*, *P* označuje cenu obchodu, teda cenu *Y* v cene výrobku *X* (to znamená, koľko *X*-ov stojí jeden *Y*) a *D* označuje domácu spotrebu.

Celý systém môžeme potom vyjadriť pomocou nasledovných rovníc:

$$D_a = x_a + Py_a = X_a + PY_a - T \qquad 2.1.1$$

Domáca spotreba v krajine *A* (v cenách *X*) je rovná národnému príjmu zníženému o čistý kapitálový export.

$$D_b = x_b / P + y_b = X_b / P + Y_b + T / P \qquad 2.1.2$$

Domáca spotreba v krajine *B* (v cenách *Y*) sa rovná národnému príjmu zvýšenému o čistý kapitálový import.

$$y_a = y_a(D_a, P) \qquad 2.1.3$$

Dopyt po tovare *Y* v krajine *A* závisí od domácej spotreby a od ceny obchodu. Podobne aj dopyt po tovare *X* v krajine *B* závisí od tých istých veličín.

$$x_b = x_b(D_b, 1/P) \qquad 2.1.4$$

Produkcia tovarov *X* a *Y* v krajine *A* závisí od ceny obchodu.

$$X_a = X_a(1/P),\ Y_a = Y_a(P) \qquad 2.1.5,\ 2.1.6$$

A podobne to bude aj v krajine *B*

$$X_b = X_b(1/P),\ Y_b = Y_b(P) \qquad 2.1.7,\ 2.1.8$$

Ďalšia rovnica vyjadruje, čomu sa rovná čistý kapitálový export krajiny *A*. Je rovný obchodnej bilancii krajiny *A*.

$$T = x_b - X_b - P(y_a - Y_a) \qquad 2.1.9$$

Predpokladá sa, že odchýlky v domácej spotrebe v každej krajine sú spôsobené zmenami v politike. V prípade voľného obchodu je systém kompletný s nasledujúcimi rovnicami:

$$D_a = D_a(T) \text{ a } D_b = D_b(T/P) \qquad 2.1.10,\ 2.1.11$$

Dostali sme jedenásť nezávislých rovníc s dvanástimi premennými: x_a, x_b, y_a, y_b, X_a, X_b, Y_a, Y_b, D_a, D_b, P a T, takže máme jeden stupeň voľnosti. Keby sme poznali pomer, za ktorý krajina *A* požičiava krajine *B* (t. j. *T*), mohli by sme vypočítať rovnovážnu cenu obchodu. Na druhej strane za predpokladu konštantnej ceny obchodu by sme mohli vypočítať pomer požičiavania, ktorý by stanovoval rovnováhu. Tento systém sa dá zapísať aj inými, ekvivalentnými spôsobmi.

Je tiež vhodné definovať pre každú krajinu funkciu dopytu po importe. Dopyt po importe je rozdiel medzi množstvami dopytu a ponuky po importovaných tovaroch, t.j. $I_a = y_a - Y_a$, resp. $I_b = y_b - Y_b$, kde I_a a I_b predstavujú dopyt po importe v krajine *A* a *B*. pokým dopytové a ponukové funkcie závisia iba od domácej spotreby a ceny obchodu. Dopyt po dovoze musí tiež závisieť od týchto premenných. Teda máme ďalšie dve rovnice a dve premenné, ktoré môžeme vyjadriť nasledovne:

$$I_a = I_a(D_a, P) \text{ a } I_b = I_b(D_b, 1/P) \qquad 2.1.12,\ 2.1.13$$

Keď teraz dosadíme (2.1.12) a (2.1.13) do (2.1.9), dostaneme novú rovnicu, ktorá vyjadruje obchodnú bilanciu:

$$T = I_b(D_b, 1/P) - PI_a(D_a, P) \qquad 2.1.14$$

V článku [13] je snaha o zahrnutie rôznych politických parametrov do týchto rovníc. Následne sa zisťuje, aký vplyv budú mať rôzne politické opatrenia na rovnovážne hodnoty premenných. My sa v tejto práci zameriame len na stabilitu tohto systému.

2.1.2 Podmienky stability

Rovnováha je stabilná, ak pri malom výkyve je systém schopný vrátiť sa znovu do rovnováhy. V našom prípade predpokladáme, že systém je stabilný, ak odchýlka ceny obchodu od rovnovážnej hodnoty znova prinúti systém vrátiť sa do rovnováhy. Keď chceme nájsť podmienky stability systému, musíme vypočítať previs ponuky zapríčinený zmenou v cene obchodu. Tento previs ponuky zároveň určí koeficient zmeny v cene obchodu, ktorá bude použitá v komparatívno-štatistickej analýze.

Za predpokladu, že krajina nebude požičiavať, a výdavky každej krajiny budú konštantné, obchodná bilancia (B) krajiny A v cenách domácich výrobkov môže byť zapísaná nasledovne:

$$B = I_b(1/P) - PI_a(P) \qquad 2.1.15$$

V rovnováhe musí byť bilancia rovná nule. Teraz si zvolíme jednotku tovaru tak, aby P bolo rovné jednej. Potom v rovnováhe množstvo importov krajiny B musí byť rovné množstvu importov krajiny A, teda môžeme napísať, že na začiatku $I_a = I = I_b$. Diferencovaním rovnice (2.1.15) dostaneme:

$$\frac{dB}{dP} = -\frac{PdI_b}{d(1/P)} - \frac{PdI_a}{d(P)} - I_a = I\left(-\frac{P}{I_b}\frac{dI_b}{d(1/P)} - \frac{P}{I_a}\frac{dI_a}{d(P)} - 1\right)$$

Prvé dva výrazy v zátvorke sú elasticity dopytu po importe v krajinách A a B. Označíme ich ako η_a a η_b. Keď sa zníži cena obchodu v A, musí sa vylepšiť obchodná bilancia. Takže môžeme povedať, že systém je stabilný alebo nestabilný v závislosti od toho, či:

$$\frac{dB}{dP} = I(\eta_a + \eta_b - 1) \quad 0 \qquad 2.1.16$$

Inak povedané, systém je stabilný v závislosti od toho, či je suma elasticít dopytu po dovoze väčšia alebo menšia ako jedna. Toto je zvyčajne nazývané aj Marshallova podmienka.

Podmienky stability môžeme vyjadriť v cenách jedného tovaru. Na tento účel použijeme rovnicu 2.1.1, ktorá vyjadruje rovnosť príjmov a výdavkov krajiny A. Keď položíme T rovné nule, rovnicu môžeme prepísať nasledovne:

$$X_a - x_a = P(y_a - Y_a) = PI_a \qquad 2.1.17$$

Ponuka exportu sa rovná dopytu po importe. Podobne môžeme túto rovnicu vyjadriť aj pre krajinu B. Potom môžeme rovnicu obchodnej bilancie (2.1.15) prepísať:

$$B = (x_b - X_b) - (X_a - x_a) \qquad 2.1.18$$

Po poprehadzovaní premenných a diferencovaní rovnice dostaneme výsledok:

$$\frac{dB}{dP} = \left(\frac{d(x_a + x_b)}{dP} \frac{P}{(x_a + x_b)} - \frac{d(X_a + X_b)}{dP} \frac{P}{X_a + X_b} \right) \frac{X}{P}$$

kde X je svetová produkcia a spotreba v rovnováhe a výrazy v zátvorke sú svetová elasticita dopytu po tovare X a svetová elasticita ponuky tovaru X, ktoré majú tvar:

$$\eta_x = -\frac{d(x_a + x_b)}{d(1/P)} \frac{1/P}{(x_a + x_b)}$$

$$\varepsilon_x = \frac{d(X_a + X_b)}{d(1/P)} \frac{1/P}{X_a + X_b}$$

Teda platí:

$$\frac{dB}{dP} = X(\eta_x + \varepsilon_x) \qquad 2.1.19$$

kde jednotky sú zvolené tak, že P je v rovnováhe rovné jednej. Po podobných úpravách dostaneme rovnaký výsledok pre tovar Y[2]:

$$\frac{dB}{dP} = Y(\eta_y + \varepsilon_y) \qquad 2.1.20$$

kde η_y a ε_y sú elasticity svetového dopytu po tovare Y a svetovej ponuky tovaru Y.

Elasticity dopytu po tovaroch X a Y musia byť kladné aby sme zamedzili tomu, že tieto tovary sú Giffenove tovary[3]. Na druhej strane elasticity ponuky tovarov X a Y musia byť definitoricky kladné aby náklady príležitosti boli klesajúce. Môžeme teda povedať, že systém je nevyhnutne stabilný ak platí, že ani tovary nie sú Giffenove tovary a zároveň náklady príležitosti sú klesajúce. Avšak aj keby boli tovary Giffenove, kladné ponukové elasticity ešte stále môžu zaručiť, že systém je stabilný.

2.2 Syntéza keynesovského a monetárneho prístupu

V súčasnosti existujú dva hlavné prístupy k platobnej bilancii. Je to keynesovský prístup a monetárny prístup. Prívrženci monetárneho prístupu k platobnej bilancii tvrdia, že tento prístup je možné logicky zhrnúť tak, že platobná bilancia je v podstate monetárny fenomén. Znamená to teda, že platobná bilancia nie je reálny fenomén, závislý ako argumentovali Keynesiáni na obchode a tokoch kapitálu? Alebo je monetárny prístup konzistentný s analýzou platobnej bilancie v termínoch jej komponentov, ako sú obchod a toky kapitálu? V článku [6] sa autori pokúsili o syntézu monetárneho a keynesovského

[2] Z rovnice platobnej bilancie platí: $\frac{B}{P} = (Y_b - y_b) - (y_a - Y_a)$

3 Giffenov tovar je taký tovar, ktorý sa neriadi zákonom dopytu, takže pri zvýšení ceny tohto tovaru sa zvýši dopyt po ňom. Tento tovar dostal názov podľa Sira Roberta Giffena (1837 – 1910), ktorý si všimol, že keď sa zvyšujú ceny chleba, tak dopyt po nich, síce slabo ale predsa rastie. Toto sa stalo preto, lebo príjmový efekt zmeny ceny bol záporný a zároveň vyšší ako substitučný efekt.

prístupu k platobnej bilancii. Urobili to pomocou rozšírenia jednoduchého všeobecného modelu, ktorý využíva výstup, úrokovú mieru, cenovú hladinu a platobnú bilanciu, v ktorej

- monetárny prístup a keynesovský prístup sú navzájom plne konzistentné,
- monetárne a keynesovské hypotézy sú založené viac na čiastkových modeloch a teda môžu byť považované za špeciálne prípady.

V ďalšom sa krátko zameriame na oba prístupy k platobnej bilancii. Na začiatok však pre ľahšiu orientáciu uvedieme zoznam premenných, ktoré budeme v nasledovnom používať.

R *rezervy (merané v domácej mene),*
T *obchodná bilancia (reálna),*
e *výmenný kurz (jednotka domácej meny za jednotku zahraničnej meny,*
Pcenová hladina,
Fčistý prílev kapitálu,
r *úroková miera,*
M *ponuka peňazí (nominálna),*
Lpeňažný dopyt (nominálny),
Y *reálny výstup,*
m *peňažný multipikátor,*
D *domáci úver (nominálny),*
Esúkromná spotreba (reálna),
G *verejná spotreba (reálna),*
Δoperátor prvej diferencie.

2.2.1 Keynesovský prístup

Keynesovský prístup k platobnej bilancii môžeme zhrnúť do troch rovníc:

$$T = T(Y, e/P) \qquad \text{(obchodná bilancia)} \qquad 2.2.1$$

$$F = F(r) \qquad \text{(prílev kapitálu)} \qquad 2.2.2$$

$$\Delta R = PT + F \qquad \text{(platobná bilancia)} \qquad 2.2.3$$

Keď do (2.2.3) dosadíme (2.2.1) a (2.2.2) dostaneme keynesovskú rovnicu platobnej bilancie, ktorej správanie budeme ďalej analyzovať:

$$\Delta R = PT(\bar{Y}, e\overset{+}{/}P) + F(\overset{+}{r}) \qquad \text{(keynesovská rovnica plat. bilancie)} \qquad 2.2.4$$

Rovnica (2.2.1) hovorí, že čistý vývoz závisí negatívne od úrovne príjmu, čo znamená, že parciálna derivácia obchodnej bilancie podľa premennej Y je záporná ($\partial T / \partial Y < 0$). Ďalšou vysvetľujúcou premennou je relatívna cena zahraničných výrobkov k domácim. Derivácia podľa tejto premennej je kladná ($\partial T / \partial (e/P) > 0$). Podľa tejto podmienky predpokladáme, že je splnená Marshall-Lernerova podmienka[4]. Z rovnice (2.2.2) môžeme vidieť, že čistý prílev kapitálu ja závislý od domácej úrokovej miery. Táto závislosť je kladná,

[4] Marshall-Lernerova podmienka hovorí o tom, že depreciácia výmenného kurzu nezhorší platobnú bilanciu.

a teda platí $\partial F / \partial r > 0$. Rovnica (2.2.3) definuje platobnú bilanciu ako súčet nominálneho čistého exportu a čistého prílevu kapitálu.

Pre daný výmenný kurz *e*, môžeme z rovnice (2.2.4) odvodiť nasledovné závery:

- keď sa zvýši príjem *Y*, platobná bilancia sa pre dané *P* a *r* zhorší,
- pri zvýšení cenovej hladiny *P*, sa pre dané *Y* a *r* zhorší platobná bilancia,
- keď sa zvýši úroková miera *r*, platobná bilancia sa pre dané *Y* a *P* zlepší,
- keď sa zvýši úroková miera *e*, čo znamená devalváciu, pre dané *Y*, *P* a *r* sa platobná bilancia zlepší,
- keď sa zvýši domáci úver *D*, platobná bilancia zostane nezmenená, pokým sa nezmenia hodnoty *Y*, *P* alebo *r*.

2.2.2 *Monetárny prístup*

Podobne ako v predchádzajúcej časti, aj pri monetárnom prístupe môžeme použiť dve základné rovnice (2.2.5) a (2.2.6), pomocou ktorých môžeme vyjadriť monetárnu rovnicu platobnej bilancie.

$$M = L(P, Y, r) \qquad \text{(dopyt po peniazoch)} \qquad 2.2.5$$

$$M = m(D + R) \qquad \text{(prílev kapitálu)} \qquad 2.2.6$$

$$\Delta R = \Delta \frac{1}{m} L(\overset{+}{P}, \overset{+}{Y}, \overset{-}{r}) - \Delta D \qquad \text{(monet. rovnica plat. bilancie)} \qquad 2.2.7$$

Rovnica (2.2.5) je štandardná rovnica dopytu po peniazoch, kde $\partial L / \partial Y > 0$ a $\partial L / \partial r < 0$. Rovnica (2.2.6) hovorí, že peňažná ponuka je, podľa definície, rovná multiplikátoru *m* na monetárnej báze.

Z rovnice (2.2.7) vyplývajú nasledovné monetárne závery:

- keď sa zvýši *Y*, platobná bilancia sa pre dané *P* a *r* zlepší,
- keď sa zvýši *P*, platobná bilancia sa pre dané *Y* a *r* zlepší,
- keď sa zvýši *r*, platobná bilancia sa pre dané *Y* a *P* zlepší,
- keď sa zvýši *e* (devalvácia), platobná bilancia sa nezmení, kým sa nezmení *Y*, *P* alebo *r*,
- keď sa zvýši *D*, platobná bilancia sa zhorší o tú istú hodnotu.

Zo spomenutých výsledkov je zrejmé, že jednotlivé prístupy dávajú veľmi rozdielne výsledky o efektoch zmien hodnôt premenných Y, P a r na platobnú bilanciu. Rôzne sú však aj predpoklady o tom, čo má zostať konštantné.

2.2.3 Syntéza monetárneho a keynesovského prístupu z krátkodobého hľadiska

Existujú dva hlavné rozdiely medzi monetárnym a keynesovským prístupom k teórii platobnej bilancie:

- Monetárny prístup zdôrazňuje dlhodobú perspektívu. Predpokladá, že vláda nemôže sterilizovať previs a deficit platobnej bilancie a preto platobná bilancia musí ovplyvňovať ponuku peňazí. Keď sa bude narábať s peňažnou ponukou a nie s domácim úverom ako kontrolnou premennou, keynesovský prístup (ktorý zdôrazňuje krátkodobú perspektívu) implicitne predpokladá úplnú sterilizáciu.
- Obidva prístupy predpokladajú, že premenné P, Y a r sú nezávislé exogénne premenné. Štandardný keynesovský prístup implicitne predpokladá, že tieto premenné sú určované v komplexnejšom modeli. Monetárny prístup na druhej strane predpokladá, že príjem Y je ponukovo determinovaný, pokým P a r môžeme pre malú otvorenú ekonomiku s fixným výmenným kurzom považovať za fixné.

Nasledujúci všeobecný krátkodobý model v krátkodobom horizonte pripúšťa endogenitu Y, P a r, ktoré sa zahrnú do výpočtov, a tak sa budú môcť použiť na zistenie dôsledkov rôznych sterilizačných politík.

V tomto modeli sa bude brať krátkodobosť ako samozrejmosť a budú zanedbané mnohé prvky správania, ktoré sú potenciálne dôležité. Konkrétne budú ignorované bohatstvo, portfóliová bilancia, agregátna ponuka, vládny dlh, zahraničný prílev kapitálu a domáce investície. Je to urobené úmyselne, aby sme dostali jednoduchý model, ktorý umožní urobiť krátkodobú syntézu keynesovského a monetárneho prístupu. V ďalšom sa nebudeme zaoberať otázkou, či má zmysel robiť krátkodobé analýzy bez toho, aby sa dali použiť aj v dlhodobejšom horizonte.

V zovšeobecnení zahrnieme všetky rovnice správania sa a identity z oboch prístupov, ktoré sme popísali vyššie. Navyše pridáme vzťah medzi príjmami a výdavkami a jednoduchý vzťah agregátnej ponuky. Tieto nám poslúžia na to, aby sme mohli pridať premenné Y, P a r medzi endogénne premenné. Pridanie dvoch nových rovníc nám bude slúžiť na určenie troch nových exogénnych premenných. Budeme aj naďalej používať monetárnu a keynesovskú rovnicu platobnej bilancie. Takže model zahŕňa už známu keynesovskú rovnicu platobnej bilancie (2.2.4), LM rovnicu (2.2.5), identitu (2.2.6) a monetárnu rovnicu platobnej bilancie (2.2.7) a je rozšírený o nasledovné dve rovnice:

$$Y = E(\overset{+}{Y}, \overset{-}{r}) + G + T(\overset{-}{Y}, \overset{+}{e/P}) \qquad \text{(IS rovnica)} \qquad 2.2.8$$

$$Y = Y(\overset{+}{P}) \qquad \text{(rovnica agregátnej ponuky)} \qquad 2.2.9$$

Model obsahuje päť endogénnych premenných : Y, r, P, R a M v piatich rovniciach (pretože rovnica (2.2.7) je odvodená z rovníc (2.2.5) a (2.2.6)). Ďalej tu máme tri kontrolné exogénne premenné: G (fiškálna politika), D (monetárna politika) a e (politika výmenného

kurzu). Ako predtým, zahraničnú cenovú hladinu P^* považujeme za fixnú a rovnú jednej. Rovnica (2.2.8) určuje domáci výstup ako sumu súkromnej konečnej spotreby (E), verejnej spotreby (G) a čistého vývozu (T). Rovnica (2.2.9) je štandardnou funkciou agregátnej ponuky, ktorá môže byť odvodená z podmienok stability na trhu práce pri daných očakávaniach.

Keď sa upriamime na analýzu výstupu a platobnú bilanciu, môžeme systém vyriešiť pre premenné Y a R nasledovným spôsobom. Najprv vyriešime rovnicu agregátnej ponuky pre P a dostaneme :

$$P = P(\overset{+}{Y}) \qquad 2.2.10$$

Ďalej použijeme rovnicu (2.2.10) a pomocou nej dostaneme z (2.2.8) vzťah pre r:

$$r = r(\overset{-}{Y}, \overset{+}{G}, \overset{+}{e}) \qquad 2.2.11$$

A nakoniec rovnice (2.2.10) a (2.2.11) dosadíme do oboch rovníc platobnej bilancie (2.2.4) a (2.2.7) a dostaneme nasledovné vzťahy medzi R a Y:

$$R = \overset{-}{k}_1 Y + \overset{+}{k}_2 G + \overset{+}{k}_3 e + R_{-1} \qquad \text{(vzťah K)} \qquad 2.2.12$$

$$R = \overset{+}{m}_1 Y + \overset{-}{m}_2 G + \overset{-}{m}_3 e - D \qquad \text{(vzťah M)} \qquad 2.2.13$$

kde $R - R_{-1}$ je nahradenie výrazu ΔR a kde R_{-1} označuje zásoby medzinárodných rezerv na začiatku obdobia. Znamienka jednotlivých elasticít boli odvodené nasledovne:

$$k_1 = \frac{\partial(PT)}{\partial Y} + \frac{\partial F}{\partial r}\frac{\partial r}{\partial Y} < 0$$

$$k_2 = \frac{\partial F}{\partial r}\frac{\partial r}{\partial G} > 0$$

$$k_3 = \frac{\partial(PT)}{\partial e} + \frac{\partial F}{\partial r}\frac{\partial r}{\partial e} > 0$$

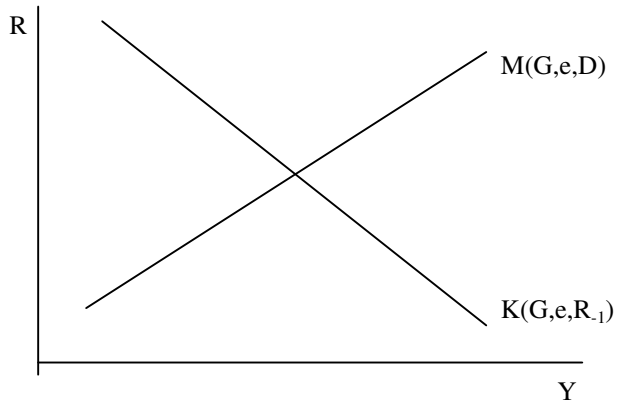
$$m_1 = \frac{1}{m}\left(\frac{\partial L}{\partial P}\frac{\partial P}{\partial Y} + \frac{\partial L}{\partial Y} + \frac{\partial L}{\partial r}\frac{\partial r}{\partial Y}\right) > 0$$

$$m_2 = \frac{1}{m}\left(\frac{\partial L}{\partial r}\frac{\partial r}{\partial G}\right) < 0$$

$$m_3 = \frac{1}{m}\left(\frac{\partial L}{\partial r}\frac{\partial r}{\partial e}\right) < 0$$

Tieto dva vzťahy sú znázornené na grafe 1. Treba pripomenúť, že na obrázku závisí R iba od Y. Avšak v rovniciach je R závislé aj od úrokovej miery a výmenného kurzu.

Graf 1 Vzťah K a M



Z rovníc vyplýva, že nárast premennej *G, e* alebo R_{-1} posunie priamku *K* doprava. Čo sa týka priamky *M*, tak nárast *G, e* alebo *D* ju posunie doprava. Obrázok ukazuje, aké je mylné robiť regresiu ΔR alebo *Y* za účelom zistenia, či sú kladne alebo záporne závislé. Vo všeobecnom modeli *R* alebo *Y* sa môžu pohybovať (krátkodobo) v rovnakom smere alebo v opačnom smere v závislosti od druhu šoku, ktorý posúva obe premenné.

- keď sa zmení *D*, posúva sa priamka *M*, a teda *Y* a *R* sa menia v opačných smeroch
- pri zmene *G*, sa obe priamky posúvajú rovnakým smerom a teda *Y* a *R* sa môžu meniť v rovnakom alebo opačnom smere.
- pri zmene výmenného kurzu *e* sa takisto obe priamky posúvajú rovnakým smerom, avšak z algebry sa ukazuje, že *Y* a *R* sa zmenia opačným smerom.[5]

Krátkodobé komparatívno-štatistické vlastnosti modelu môžeme zhrnúť do tabuľky 1.

Tabuľka 2.1 Efekty zmien G, e a D na Y, R, r, P a M

	DG	**de**	**DD**
DY	+	+	+
DR	?	+	-
Dr	+	?	-
DP	+	+	+
DM	?	+	+

Teraz sa pozrieme na špeciálne prípady, ktoré sa môžu vyskytnúť v tomto modeli.

1) Ak
   a. kapitálové trhy sú úplne integrované medzi krajinami, čo je spôsobené dokonalou arbitrážou v cenných papieroch ($\partial F/\partial r \to \infty$, potom $k_1 \to -\infty$ a $k_2, k_3 \to \infty$), alebo

[5] Najlepšie to môžeme vidieť pomocou riešenia rovníc (2.2.6) a (2.2.8). Ukazuje sa, že pri nezmenenej peňažnej ponuke a keď zoberieme do úvahy Marshal-Lernerove podmienky, zvýšenie ceny zahraničnej výmeny zo začiatočného stavu platobnej bilancie vedie k obchodnému prebytku, zvýšeniu výstupu a k vyšším úrokovým mieram

b. trhy s tovarmi sú úplne integrované medzi krajinami, čo je spôsobené dokonalou arbitrážou v tovaroch ($\partial T/\partial(e/P) \rightarrow \infty$, potom $k_1 \rightarrow -\infty$ a $k_3 \rightarrow \infty$)

Potom sa priamka *K* stáva vertikálnou a vysoko citlivou na zmeny *G* a *e* v prípade (a) a je vysoko citlivá na zmeny *e* v prípade (b). Môžeme teda zhrnúť, že zvýšenie *D* zapríčiní zníženie hodnoty *R* o také isté množstvo ako v prípade monetárneho prístupu. Ďalším záverom je, že fiškálna expanzia (v prípade (a)) a devalvácia (v prípade (a) aj (b)), obe vylepšia obchodnú bilanciu.

2) Keby sme zafixovali výstup *Y* pri plnej zamestnanosti, krátkodobé komparatívno-štatistické vlastnosti modelu by zostali rovnaké ako sú v tabuľke 2.1, okrem prvého riadku, ten by tam nebol.
3) Ak sa aplikuje politika úplnej sterilizácie a následne je peňažná ponuka *M* považovaná za exogénnu premennú a všetky nasledovné zmeny rezerv, ΔR, sú hneď prispôsobené otvorenými trhovými operáciami, takže bude platiť rovnosť $\Delta D = -\Delta R$. Politika úplnej alebo čiastočnej sterilizácie neovplyvňuje kvalitatívne výsledky, ktoré sú zhrnuté v tabuľke 2.1, ale môže ovplyvňovať ich veľkosť a stálosť.
4) Deficit platobnej bilancie vedie k posunutiu priamky *K* so zvyšujúcimi sa hodnotami premenných *Y* a *P*. Tento posun pokračuje, pokým platobná bilancia nedosiahne rovnováhu, čo znamená $R = R_{-1}$. Pri politike sterilizácie, pohyby priamky *K* smerom vľavo spôsobujú pohyby priamky *M* smerom vpravo. Zmeny rezerv môžu zostať na rovnakej úrovni, až kým sa nevyčerpajú zásoby rezerv, alebo sa zavedie nejaká zmena politiky.

V tejto práci sa však zameriame len na modelovanie rovníc dovozu a vývozu tovarov a služieb, a teda zanedbáme ostatné zložky platobnej bilancie. Bolo by však zaujímavé vybrať sa aj týmto smerom a zistiť, či je u nás aplikovateľná teória monetárneho prístupu k zahraničnoobchodnej bilancii.

3. Ekonometrické modely zahraničného obchodu

Ekonometrické modelovanie má vo svete , ale aj na Slovensku bohatú históriu. Medzi hlavné inštitúcie, ktoré v súčastnosti vytvárajú makroekonometrické modely patria Infostat[6], Národná banka Slovenska a Ústav slovenskej a svetovej ekonomiky Slovenskej akadémie vied. V minulosti vznikali komplexné ekonometrické modely aj na Katedre operačného výskumu a ekonometrie FHI EU, avšak v poslednom čase nebol publikovaný takýto model . V tejto časti sa budeme venovať iba rovniciam objemov zahraničného obchodu, to znamená uvedieme rovnice dovozu a vývozu tovarov a služieb a budeme sa snažiť čiastočne ich porovnať. Rovnice cien zahraničného obchodu sú uvedené v príslušných publikáciách.

3.1 Model NBS

Národná banka Slovenska je inštitúcia, ktorá dozerá na menový a inflačný vývoj krajiny a sleduje vývoj slovenskej koruny. Preto je potrebné, aby vytvárali analýzy ekonomiky, na základe ktorých je možné predpovedať budúci vývoj krajiny. Na tento účel je najčastejšie používaným prostriedkom ekonometrické modelovanie. Národná Banka ako prvá na Slovensku skonštruovala komplexný ekonometrický model s využitím metódy ECM [15]. Tento model je dopytovo orientovaný. Na odhady rovníc autori použili štvrťročné časové rady od roku 1993 do prvej polovice roku 1999.

Rovnica vývozu tovarov a služieb

$$\Delta lnEGS95_t = -1.0789 + 0.6483\Delta lnMEU_t - 0.0131\Delta lnMCZ_t - 0.1409\Delta ln(PE/(PMEU * IRE))_t - \Delta 0.6352[lnEGS95_{t-1} - 1.0207 lnMEU_{t-1} + 0.0207 ln\ MCZ_{t-1} + 0.2218\ ln(PE/(PMEU * IRE))_{t-1}] - 0.0971SEAS1 + 0.0226SEAS2 + 0.0191SEAS3$$

$R^2 = 0.92$ $DW = 2.05$

EGS95 - *vývoz tovarov a služieb v stálych cenách 1995, mld. Sk*
MEU - *dovoz krajín EÚ, mld. USD*
MCZ - *dovoz z Českej republiky, mld. USD*
PE - *deflátor vývozu*
PMEU - *dovozný deflátor krajín EÚ*
IRE - *index výmenného kurzu*
SEAS1, SEAS2, SEAS3 – sezónne premenné

[6] Infostat – Inštitút informatiky a štatistiky, ekonometrickým modelovaním Slovenskej ekonomiky sa v tejto inštitúcii zaoberá Úsek sociálno-ekonomických prognóz a analýz

Všetky vysvetľujúce premenné (okrem sezónnych premenných) vystupujú v tejto rovnici v krátkodobom aj v dlhodobom vzťahu. Boli použité oneskorenia o jeden štvrťrok, na rozdiel od Infostatu, ten používa v rovniciach oneskorenia prevažne o štyri časové obdobia. Ako dopyt po našom vývoze autori použili premennú dovozu krajín EU a nakoľko Slovenská ekonomika je úzko spätá s ekonomikou Českej republiky (ČR patrí medzi našich hlavných obchodných partnerov), vystupuje v tejto rovnici aj premenná dovozu Českej republiky. Zaujímavá je však záporná elasticita tejto premennej a to ako v krátkodobom, tak aj v dlhodobom vzťahu. To znamená, že pri zvýšenom dovoze Českej republiky by mal náš vývoz poklesnúť, síce nepatrne ale predsa. Ďalšou premennou je cenový pomer. V tomto prípade je to pomer domácich vývozných cien a dovozného deflátora krajín EU, ktorý je vynásobený indexom výmenného kurzu. Z teoretického hľadiska má cenová elasticita správne znamienko, to znamená, že pri zvyšujúcich sa cenách exportu bude klesať zahraničný dopyt po našom vývoze. A naopak, ak budú stúpať svetové ceny, domáce výrobky sa stanú pre našich obchodných partnerov výhodnejšie, čo by znamenalo zvýšenie Slovenského vývozu. V tejto rovnici vystupujú aj tri sezónne premenné, čo potvrdzuje sezónne výkyvy vo vývoze tovarov a služieb.

Rovnica dovozu tovarov a služieb

$$\Delta lnMGS95_t = -2.6971 + 0.9242\Delta ln(CC95 + G95 + I95)_t + 0.7266\Delta lnEGS95_t - 0.2248\Delta(\Delta lnPM - \Delta lnPXI)_t - 1.0003[lnMGS95_{t-1} - 1.3199ln(CC95 + G95 + I95 + EGS95)_{t-1} - 0.2241(\Delta lnPM - \Delta lnPXI)_{t-1}] + 0.1060SEAS1$$

$R^2 = 0.94$ $DW = 2.22$

MGS95	*- dovoz tovarov a služieb v stálych cenách 1995, mld. Sk*
CC95	*- súkromná spotreba v stálych cenách 1995, mld. Sk*
G95	*- spotreba vlády v stálych cenách 1995, mld. Sk*
I95	*- investície v stálych cenách 1995, mld. Sk*
EGS95	*- vývoz tovarov a služieb v stálych cenách 1995, mld. Sk*
PM	*- deflátor dovozu*
PXI	*- index výrobných cien*
SEAS1	*- sezónna premenná*

Podobne ako v rovnici vývozu aj v tejto rovnici vystupujú dve hlavné vysvetľujúce premenné, dopyt po dovoze a cenová premenná. Dopyt po dovoze je v krátkodobom vzťahu rozdelený na domáci dopyt a vývoz tovarov a služieb. Obe tieto premenné majú rôzne elasticity. To znamená, že dovoz reaguje citlivejšie na zmeny domáceho dopytu ako na zmeny vývozu. V dlhodobom vzťahu sú už tieto premenné agregované a teda majú spoločnú elasticitu. V dlhodobom vzťahu je dopytová elasticita vyššia ako v krátkodobom. Cenám dovozu konkurujú domáce výrobné ceny. Táto premenná má v dlhodobom aj krátkodobom

vzťahu takmer rovnakú elasticitu. Je však zaujímavé, že v krátkodobom vzťahu je elasticita záporná a v dlhodobom vzťahu má kladné znamienko.

3.2 Model Infostatu

Ďalším modelom, ktorým sa tu budeme zaoberať je model Infostatu.. V minulosti vytvorili model, ktorý na odhad rovníc používal len metódu najmenších štvorcov. Avšak pri odhadovaní rovníc v najnovšom modeli použili už metódu ECM (Error Correction Method). A teda rovnice odhadnuté touto metódou umožňujú vyjadriť krátkodobý aj dlhodobý vplyv vysvetľujúcich premenných na vysvetľovanú premennú. Model je popísaný v [8]. Rovnice zahraničného obchodu sú súčasťou komplexného ekonometrického modelu celej ekonomiky. Tento model je dopytovo orientovaný, a na odhady rovníc boli použité časové rady za obdobie od 1. štvrťroku 1993 do 2. štvrťroku 2000.

Rovnica vývozu tovarov a služieb

$$\Delta_4 lnEGS95_t = -1.8439 + 0.8671\Delta_4 ln((MEUP + MCZP)/PMEU)_t - 0.4237\Delta_4 ln(PEGS/PMEU*IREUS95)_t - 0.8756[lnEGS95_{t-4} - 1.2278ln((MEUP + MCZP)/PMEU)_{t-4} + ln(PEGS/(PMEU * IREUS95))_{t-4}] - 0.0840SD1 + 0.1039UEGS95$$

$R^2 = 0.71$ $DW = 1.84$

EGS95	*- vývoz tovarov a služieb, mld. Sk, s.c. 1995*
MEUP	*- objem dovozu krajín EÚ, mld. USD*
MCZP	*- objem dovozu Českej republiky, mld. USD*
PMEU	*- deflátor dovozu krajín EÚ, 1995 = 1*
PEGS	*- deflátor vývozu tovarov a služieb, 1995 = 1*
IREUS95	*- index výmenného kurzu SKK vs. USD, 1995=1*
SD1	*- sezónny filter pre prvý štvrťrok*
UEGS95	*- umelá premenná*

Ako sme už spomenuli vyššie, rovnice sú dopytovo orientované. Hlavnou vysvetľujúcou premennou je preto dopyt okolitých krajín po našom exporte. Na tento účel autori použili premennú dovozu krajín Európskej únie zvýšenú o objem dovozu Českej republiky. Z toho vyplýva, že hlavnými obchodnými partnermi Slovenskej republiky sú práve tieto krajiny. Druhou hlavnou vysvetľujúcou premennou je premenná, ktorá zohľadňuje cenovú konkurenciu. Na tento účel bol použitý pomer našich vývozných cien a dovozných cien krajín Európskej únie.

Rovnica dovozu tovarov a služieb

$$\Delta_4 lnMGS95_t = -3.2750 + 1.7203\Delta_4 ln(C95 + G95 + I95 + EGS95)_t - 0.4655\Delta_4 ln(PMGS/PAED)_t - 0.8788[lnMGS95_{t-4} - 1.5041ln(C95 + G95 + I95 + EGS95)_t + ln(PMGS/PAED)_{t-4}] + 0.0708SD1 - 0.0602SD4 + 0.0648UMGS95$$

$R^2 = 0.96$ $DW = 1.73$

MGS95	*- dovoz tovarov a služieb, mld. Sk, s.c. 1995*
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*
PMGS	*- deflátor dovozu tovarov a služieb, 1995 = 1*
PAED	*- deflátor agregátneho efektívneho dopytu, 1995 = 1*
SD1, SD4	*- sezónne filtre pre prvý a druhý štvrťrok*
UMGS95	*- umelá premenná*

Aj v tejto rovnici tvoria základ dve hlavné vysvetľujúce premenné. Je to dopyt po dovoze a cenová konkurencia. Ako dopytová premenná je použitý agregátny efektívny dopyt[7]. Elasticita pri tejto premennej je kladná, čo znamená, že keď sa zvýši výstup ekonomiky, zvýši sa aj dovoz do krajiny. Rovnica je v logaritmickom tvare, a preto elasticity pri jednotlivých premenných určujú percentuálnu zmenu vysvetľovanej premennej pri zmene vysvetľujúcej premennej. Teda ak sa efektívny agregátny dopyt zvýši o 1%, zvýši sa dovoz o 1.72%. Toto je však len krátkodobý multiplikátor. Dlhodobý multiplikátor má o niečo nižšiu elasticitu (1.5). Cenová konkurencia je vyjadrená podielom deflátora dovozu a deflátora agregátneho efektívneho dopytu (určuje ceny na domácom trhu, ktoré konkurujú cenám dovážaných tovarov a služieb).

3.3 Model ÚSSE SAV

Na tomto ústave sa venujú konštrukcii ekonometrického modelu už niekoľko rokov. Model sa nazýva ISWE a je pravidelne aktualizovaný. Uvedené rovnice sú z modelu ISWE00q4, ktorý bol skonštruovaný na jeseň 2000. Na odhad rovníc boli použité štvrťročné časové rady od roku 1993 do prvej polovice roku 2000. Model bol aplikovaný pri simulačných výpočtoch prognózy ex-ante [14]. Na odhady rovníc bola použitá prevažne jednoduchá metóda najmenších štvorcov. Metódou ECM nebola odhadnutá žiadna rovnica.

Rovnica vývozu tovarov a služieb

[7] Pod agregátnym efektívnym dopytom rozumieme súčet súkromnej spotreby, verejnej spotreby investícií a vývozu tovarov a služieb.

EGSR = 28.8 – 57.8DPM + 0.0232MDSK{-1} – 6.99T1

EGSR	*- vývoz tovarov a služieb, mld. Sk, s.c. 1995*
DPM	*= PM-PM{-1}*
PM	*= PEGSR/(UIMD95*IND)*
IND	*= USDSK/29.503*
MDSK	*= MDP*USDSK*
PEGSR	*- deflátor vývozu tovarov a služieb*
UIMD95	*- jednotková cena dovozu rozvinutých krajín, 1995 = 1*
USDSK	*- výmenný kurz Sk/USD*
MDP	*- objem dovozu rozvinutých krajín, mld.USD*
T1	*- sezónna premenná pre prvý štvrťrok*

Táto rovnica nie je v logaritmickom tvare a preto sa elasticity jednotlivých rovníc nedajú porovnať. Keď je rovnica len v lineárnom tvare, vyjadruje elasticita jednotkovú zmenu vysvetľovanej premennej pri zmene vysvetľujúcej premennej o jednotku. Z rovnice vidíme, že ako cenovú premennú autori použili pomer našich vývozných cien a cien dovozu rozvinutých krajín. To znamená, že naše dovozné ceny konkurujú svetovým dovozným cenám. Záporné znamienko znamená, že zahraničiu nekonkurujeme kvalitou ale nižšími cenami. Treba však poznamenať, že v rovnici vystupuje zmena cien (prvá diferencia). Ako dopyt tu vystupuje objem dovozu rozvinutých krajín, oneskorený o jedno časové obdobie. Táto premenná je prepočítaná na Slovenské koruny pomocou výmenného kurzu. Elasticita pri tejto premennej je kladná, čo znamená, že pri zvýšení dovozu rozvinutých krajín o jednu miliardu Sk v čase *t* sa zvýši vývoz Slovenska v čase (*t* + 1) o 20 miliónov Sk.

Rovnica dovozu tovarov a služieb

MGSR = -17.45 + 0.616DOP + 0.514EGSR – 23.3CEPOD – 6.76T3

MGSR	*- dovoz tovarov a služieb, mld. Sk, s.c. 1995*
DOP	*= C + G + DK*
C	*- osobná spotreba, mld. Sk, s.c. 1995*
G	*- verejná spotreba , mld. Sk, s.c. 1995*
DK	*- tvorba hrubého kapitálu, mld. Sk, s.c. 1995*
EGSR	*- vývoz tovarov a služieb, mld. Sk, s.c. 1995*
CEPOD	*= PMGSR/PXI95*
PMGSR	*- deflátor dovozu tovarov a služieb*
PXI95	*- index cien priemyselných výrobcov, 1995 = 1*
T3	*- sezónna premenná pre tretí štvrťrok*

Rovnica dovozu má opäť klasický tvar. Podobne ako v modeli Infostatu aj tu vystupuje domáci dopyt v dvoch premenných a to ako domáci dopyt, tak aj vývoz tovarov a služieb. Vidíme, že elasticita pri oboch týchto premenných je kladná a má približne rovnakú

hodnotu (rozdiel 0.1). To, že v rovnici dovozu vystupuje premenná vývozu je spôsobené tým, že Slovenská republika je vysoko dovozne náročná, čo znamená že musíme doviezť mnohé suroviny aby sme mohli niečo vyviezť. Dovozným cenám konkurujú ceny Slovenských výrobcov. V rovnici vystupuje aj sezónna premenná, ktorá zachytáva nižšie dovozy v prvom štvrťroku.

3.4 Český model

V tejto časti uvedieme model zahraničného obchodu skonštruovaný v Českej republike. Keďže až do roku 1993 existovala Československá republika, mali sme spoločný zahraničný obchod. Preto je zaujímavé pozrieť sa, či sa rovnice zahraničného obchodu správajú rovnako aj niekoľko rokov po rozdelení. Tento model je uvedený v [1]. Autori tvrdia, že rovnice zahraničného obchodu sú dôležité nielen na vysvetlenie exportu a importu, ale tiež sú relevantné na vysvetlenie časti domácej spotreby, ktorá je tiež obchodovaná. Boli odhadnuté rovnice dovozu do Európskej únie a do zvyšku sveta. Rovnaké rovnice boli odhadnuté aj pre vývoz. V tejto práci uvedieme len rovnice obchodu s EÚ. Rovnice sú odhadnuté metódou najmenších štvorcov, pričom kvôli nízkym hodnotám DW štatistiky autori použili AR reprezentáciu na rezíduá. Rovnice sú v logaritmickom tvare a preto tieto rovnice môžeme čiastočne porovnať s rovnicami Infostatu a NBS.

Rovnica vývozu tovarov a služieb do EÚ

$$\ln(X_t) = -2.78 - 0.096\ln(PX_t) + 0.421\ln(VA_t) - 0.594\ln(K_t/L_t) + 0.3\ln(S_t/VA_t) + 0.138\ln(FDI_t) + 1.83\ln(GDPeu_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{kde } \varepsilon_t = 0.852\varepsilon_{t-1} + u_t$$

$R^2 = 0.84$ $DW = 2.08$

X	*- český export do EÚ, v USD*
PX	*- exportné ceny*
VA	*- pridaná hodnota*
K/L	*- kapitál na prácu, v s. c. 1997(capital per labor)*
S	*- dotácie*
FDI	*- priame zahraničné investície, v USD*
GDPeu	*- nominálne HDP krajín EÚ v USD*

Ako vidíme, v tejto rovnici je použitých viac vysvetľujúcich premenných ako tomu bolo v modeloch Slovenského zahraničného obchodu. Ako cenovú premennú autori použili exportné ceny, teda neuvažovali o zahraničných, konkurenčných cenách. Elasticita pri tejto premennej je záporná a nadobúda pomerne nízku hodnotu. To znamená, že vývoz Českej

republiky do EÚ pomerne slabo reaguje na zmeny cien. V Slovenských modeloch boli tieto premenné upravené o zahraničné ceny. Elasticity nadobúdali vyššie hodnoty (v modeli NBS v dlhodobom vzťahu to bolo –0.22 a v modeli Infostatu je to –1). Ako dopytový faktor tu vystupuje nominálne HDP krajín EÚ. V slovenských modeloch je na tento účel použitá premenná dovozu krajín EÚ, pričom v dlhodobých vzťahoch je elasticita tejto premennej vyššia ako jedna (model NBS: 1.02, model Infostatu: 1.23). V modeli Českej republiky je táto elasticita dokonca 1.83. V tejto rovnici vývozu sú ďalej použité premenné ako sú priame zahraničné investície, dotácie a podobne. V slovenských modeloch neboli použité podobné premenné, keďže tieto mali klasický tvar.

Rovnica dovozu tovarov a služieb z EÚ

$$\ln(M_t) = 3.56 + 0.359\ln(PM_t) + 0.362\ln(S_t/VA_t) + 0.381\ln(FDI_t) + 1.18\ln(GDPcz_t) - 2.12\ln(RER_t) + \varepsilon_t$$

$$\text{kde } \varepsilon_t = 0.805\varepsilon_{t-1} + u_t$$

$R^2 = 0.84$ $DW = 2.08$

M	*- Český import z EÚ, v USD*
PM	*- importné ceny*
VA	*- pridaná hodnota*
S	*- dotácie*
FDI	*- priame zahraničné investície, v USD*
GDPcz	*- nominálne HDP Českej republiky v USD*
RER	*- efektívny reálny výmenný kurz*

V tejto rovnici môžeme znovu porovnať niektoré elasticity s elasticitami odhadnutými na Slovensku. Tak ako v rovnici vývozu ani tu nevystupuje žiadna premenná, ktorá by vyjadrovala konkurenciu dovozným cenám. Teda ako vysvetľujúca premenná tu vystupuje deflátor dovozu. Je zaujímavé, že elasticita tejto premennej je kladná, čo autori vysvetľujú tým, že výrobky, pochádzajúce z EÚ sú pre českých spotrebiteľov exkluzívnymi tovarmi a teda uprednostňujú kvalitnejšie výrobky pred tými lacnejšími. V modeloch Infostatu a ÚSSE SAV boli tieto elasticity menšie ako nula, avšak v prípade týchto rovníc boli vysvetľované premenné celkového dovozu a v českých rovniciach to bol dovoz z EÚ. Ako sme spomenuli vyššie, v modeli NBS nevieme povedať, aké znamienko táto elasticita nadobúda, keďže ho má iné v dlhodobom a v krátkodobom vzťahu. Ako dopytový faktor vystupuje v tejto rovnici nominálne HDP Českej republiky, a elasticita má hodnotu 1.18, teda väčšiu ako jedna. V modeloch Infostatu a NBS vystupuje ako dopytová premenná domáci dopyt zvýšený o vývoz. V dlhodobom vzťahu nadobúdajú tieto elasticity hodnoty 1.32 (NBS) a 1.5 (Infostat), čo sú približne podobné hodnoty ale vyššie ako v prípade Česka. V rovnici dovozu ďalej vystupuje aj premenná efektívneho výmenného kurzu. Tento je založený na CPI a menách obchodných partnerov.

4. Vývoj zahraničného obchodu na Slovensku

Ekonomika Slovenska prešla od svojho počiatku mnohými zmenami. Nevyhol sa tomu ani zahraničný obchod s tovarmi a službami. Samostatná Slovenská republika vznikla 1.1.1993, avšak nedá sa povedať, že ekonomika vznikla v tento deň. Je pravda, že rozdelenie republiky malo výrazný, z krátkodobého hľadiska hlavne negatívny vplyv na ekonomický vývoj. Hneď v tomto roku sa dostala ekonomika do recesie a musela sa prispôsobovať novým trhovým podmienkam.

Tabuľka 4.1: Vývoj zahraničného obchodu s tovarmi a službami v stálych cenách 1995, objemy sú v mld. Sk

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Dovoz tovarov a služieb	300.1	290	316.7	371.1	419.7	503	472.8	520.8	581.5
% z HDP	61.5%	56.7%	58.0%	64.0%	68.1%	78.5%	72.4%	78.0%	84.3%
Tempá rastu v %	x	-3.4%	9.2%	17.2%	13.1%	19.8%	-6.0%	10.2%	11.7%
Vývoz tovarov a služieb	277.4	316.8	326.4	328.6	386.3	433.3	448	519.2	552.8
% z HDP	56.9%	61.9%	59.8%	56.7%	62.7%	67.6%	68.6%	77.8%	80.2%
Tempá rastu v %	x	14.2%	3.0%	0.7%	17.6%	12.2%	3.4%	15.9%	6.5%
Bilancia tovarov a služieb	-22.7	26.8	9.7	-42.5	-33.4	-69.7	-24.8	-1.6	-28.7
% z HDP	-4.7%	5.2%	1.8%	-7.3%	-5.4%	-10.9%	-3.8%	-0.2%	-4.2%

Tabuľka 4.2: Vývoj zahraničného obchodu s tovarmi a službami v bežných cenách, objemy sú v mld. Sk

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Dovoz tovarov a služieb	248.7	264.9	316.7	404.8	465.2	541.8	545.3	674.5	816.0
% z HDP	63.7%	56.8%	58.0%	66.8%	67.8%	72.2%	66.9%	76.1%	84.6%
Tempá rastu v %	x	6.5%	19.6%	27.8%	14.9%	16.5%	0.6%	23.7%	21.0%
Vývoz tovarov a služieb	228.3	287.3	326.4	334.7	397.8	459.5	501.7	652.4	732.3
% z HDP	58.4%	61.6%	59.8%	55.2%	58.0%	61.2%	61.5%	73.6%	75.9%
Tempá rastu v %	x	25.8%	13.6%	2.5%	18.9%	15.5%	9.2%	30.0%	12.2%
Bilancia tovarov a služieb	-20.4	22.4	9.7	-70.1	-67.4	-82.3	-43.6	-22.1	-83.7
% z HDP	-5.2%	4.8%	1.8%	-11.6%	-9.8%	-11.0%	-5.3%	-2.5%	-8.7%

V roku 1993 bol charakteristickým javom rast cien. Bilancia s tovarmi a službami dosiahla v stálych cenách deficit –22.7 mld. Sk, čo predstavovalo takmer 5% z HDP. Ani v bežných cenách to nebolo lepšie keď tento pomer presiahol 5% z HDP v bežných cenách. Percentuálny podiel objemu dovozu na HDP nám hovorí o otvorenosti ekonomiky. Vidíme, že s časom sa Slovenská ekonomika stáva stále viac a viac otvorená.

Rok 1994 sa stal rokom stabilizácie. Schodok bilancie tovarov a služieb dosiahol maximálnu kladnú hodnotu za celé obdobie existencie samostatného Slovenska, 26.8 mld. Sk v stálych cenách. Bolo to spôsobené tým, že dovoz poklesol o 3% v stálych cenách a na druhej strane výrazne stúpol vývoz tovarov a služieb, až o viac ako 14%. V druhom štvrťroku bola

zavedená 10%-tná dovozná prirážka, ktorá tiež výrazne ovplyvnila schodok bilancie tovarov a služieb. V tabuľke 4.3 uvádzame rast cien dovozu a vývozu tovarov a služieb a rast deflátora HDP.

Tabuľka 4.3: Vývoj cien zahraničného obchodu s tovarmi a službami a deflátora HDP

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Tempá rastu cien dovozu, v %	10.2%	9.5%	9.1%	1.6%	-2.8%	7.1%	12.3%	8.4%
Tempá rastu cien vývozu, v %	10.2%	10.3%	1.9%	1.1%	3.0%	5.6%	12.2%	5.4%
Tempá rastu deflátora HDP, v %	13.8%	9.7%	4.5%	6.6%	5.1%	6.6%	6.4%	5.3%

Aj v roku 1995 bolo zaznamenané kladné saldo obchodu s tovarmi a službami, avšak už nie na takej vysokej úrovni ako tomu bolo v roku 1994. Môžeme konštatovať, že pretrvávajúca vysoká dovozná prirážka už nemala taký pozitívny vplyv na zahraničný obchod. Tempo rastu dovozu už nadobudlo na rozdiel od roku 1994 kladnú hodnotu (9.2%) a vývoz narástol už len o 3%. Preto podiel bilancie na HDP bol už len menej ako 2%, zatiaľ čo v predchádzajúcom roku to bolo viac ako 5%. Čo sa týka cenovej úrovne, ceny dovozu aj vývozu rástli v rokoch 1994 a 1995 približne rovnakým, avšak pomerne vysokým tempom (okolo 10%). O dobrom stave ekonomiky v roku 1995 svedčí aj najvyššie tempo rastu HDP v stálych cenách za sledované obdobie (6.7%).

Opačný trend vo vývoji zahraničného obchodu začíname pozorovať v roku 1996. Dostal sa do hlbokej nerovnováhy, keď saldo bilancie s tovarmi a službami v stálych cenách pokleslo na –42.5 mld. Sk, čo predstavovalo –7.3% z HDP. Ešte výraznejšie je to v bežných cenách, keď schodok predstavoval až takmer 12% z HDP. Dovozná prirážka bola znížená v druhom polroku na 7.5%. Aj toto mohlo prispieť k zvyšujúcemu sa dovozu, keď tempo rastu dovozu v stálych cenách bolo 17.2% na rozdiel od rastu vývozu, ktorý zostal takmer nezmenený (tempo rastu bolo len 0.7%). Vidíme, že aj v raste cien je značný rozdiel. Zatiaľ čo ceny dovozu rástli aj naďalej vysokým tempom, ceny dovozu narástli len o 2%. Vidíme, že tieto zvyšujúce sa ceny dovozu nezabránili, aby objemy dovozu rástli takýmto vysokým tempom. Práve v tomto roku sledujeme, že podiel dovozu na HDP rastie, čo svedčí o vyššej otvorenosti ekonomiky Slovenska.

V roku 1997 sme zaznamenali mierne zlepšenie zahraničnoobchodnej bilancie. Výraznejší rozdiel pozorujeme v raste dovozných cien (tempo rastu je už len 1.6%). Je to aj vďaka zrušeniu dovoznej prirážky v prvom polroku. Táto bola znovu zavedená v druhom polroku (dovozná prirážka bola 7%). Pozitívny vplyv na bilanciu mal hlavne zvýšený vývoz zo Slovenska. Bolo to spôsobené priaznivou konjuktúrou na západných trhoch a u našich obchodných partnerov.

Rok 1998 bol rokom najvyššej nerovnováhy zahraničnoobchodnej bilancie, keď deficit dosiahol viac ako dvojnásobnú úroveň predchádzajúceho roku. Podiel na HDP bol vyšší ako 10%. Práve viac ako 10%-ný podiel zahraničnoobchodnej bilancie na HDP je považovaný za

ukazovateľ vonkajšej nestability krajiny. Tempo rastu dovozu dosiahlo takmer 20%, k čomu výraznou mierou prispelo zníženie cien dovozu. Toto sa stalo aj vďaka postupnému zníženiu až zrušeniu dovoznej prirážky (tá bola v prvom štvrťroku 5%, v druhom klesla na 3% a v druhom polroku bola úplne zrušená). Nepriaznivý vplyv na zahraničný obchod v roku 1998 mala však aj menová politika. Národná banka musela koncom roku 1998 prejsť z fixného kurzového režimu na plávajúci, čo bolo nasledované devalváciou Slovenskej koruny.

V roku 1999 pozorujeme snahu o stabilizáciu ekonomiky. Od 1. júna je znovu zavedená dovozná prirážka vo výške 7%. Ceny dovozu a vývozu rastú približne rovnakým tempom ako deflátor HDP. Zahraničnoobchodná bilancia sa síce do značnej miery stabilizovala, avšak nastáva určitá vnútorná kríza krajiny, keď sa tempo rastu HDP znížilo na úroveň pod 2% a Podstatne sa zvýšila nezamestnanosť. Ku kladnému tempu rastu HDP prispela hlavne bilancia s tovarmi a službami, keď dovoz poklesol o 6% a vývoz zaznamenal rastúci trend. Schodok bilancie bol síce záporný, ale dosiahol len necelé 4% z HDP.

Vývoj v roku 2000 bol ovplyvnený rozhodnutím helsinského summitu Rady Európy v decembri 1999, na základe ktorého sa otvorili rokovania o vstupe Slovenskej republiky do Európskej únie. Bola zaznamenaná pomerne vysoká miera inflácie (12%) vďaka zvyšovaniu štátom regulovaných cien. Pokračovanie konjunktúry v krajinách EÚ a stabilizácia slovenských podnikov orientovaných na export prispeli k vysokému rastu vývozu tovarov a služieb (takmer 17%). Dovoz tovarov a služieb narástol o 10%, čo bolo spôsobené postupným znižovaním dovoznej prirážky (v prvom polroku 5% a v druhom polroku 3%). Toto prispelo k nízkemu deficitu zahraničnoobchodnej bilancie (-1.6 mld. Sk, čo bolo len 0.2% z HDP). Rast cien dovozu aj vývozu dosiahol pomerne vysoké tempá, avšak na rovnakej úrovni.

V roku 2001 dochádza znovu k výraznej nerovnováhe zahraničnoobchodnej bilancie, čo je spôsobené spomalením tempa rastu vývozu tovarov a služieb. Deficit dosiahol úroveň 28.7 mld. Sk, čo predstavovalo 4% z HDP. To boli údaje v stálych cenách. Avšak v bežných cenách predstavoval podiel schodku na HDP až takmer 9%. Podiel dovozu na HDP dosiahol takmer 85%, a tak za sledované obdobie narástol o 25%.

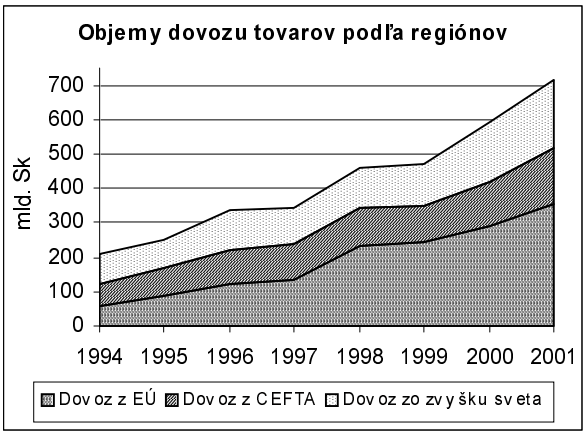
4.1 Štruktúra zahraničného obchodu s tovarmi.

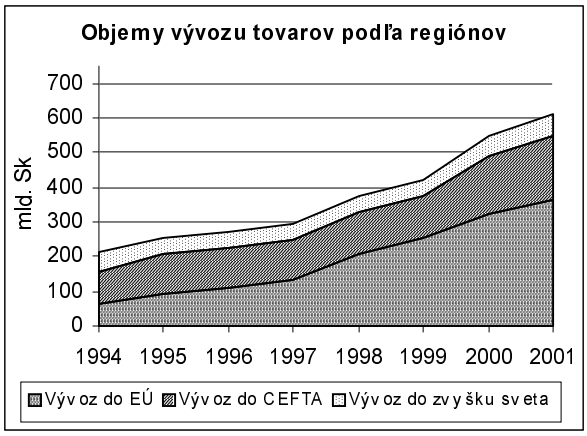
Je zaujímavé zistiť, kto sú hlavnými obchodnými partnermi Slovenska a ktoré výrobky najčastejšie dovážame a na druhej strane ktoré výrobky sú najviac vyvážané z krajiny. Na tento účel sme sa pozreli na dovoz a vývoz tovarov podľa tried nomenklatúry SITC Rev. 3. Tieto údaje sme získali z publikácií štatistického úradu o zahraničnom obchode. Údaje sú publikované v bežných cenách. Podľa tejto metodiky sa delia tovary do 10 hlavných skupín,

označujú sa SITC0 až SITC9[8]. V tejto metóde sú vykazované aj dovozy a vývozy z a do rôznych krajín a zoskupení krajín.

V nasledujúcej časti sa zameriame na krajiny, s ktorými obchodujeme. Rozdelili sme si ich do troch skupín : krajiny EÚ, krajiny CEFTA a zvyšok sveta. Na grafoch 4.1 a 4.2 vidíme, ako sa vyvíjali dovozy a vývozy z resp. do jednotlivých regiónov.

Graf 4.1, 4.2



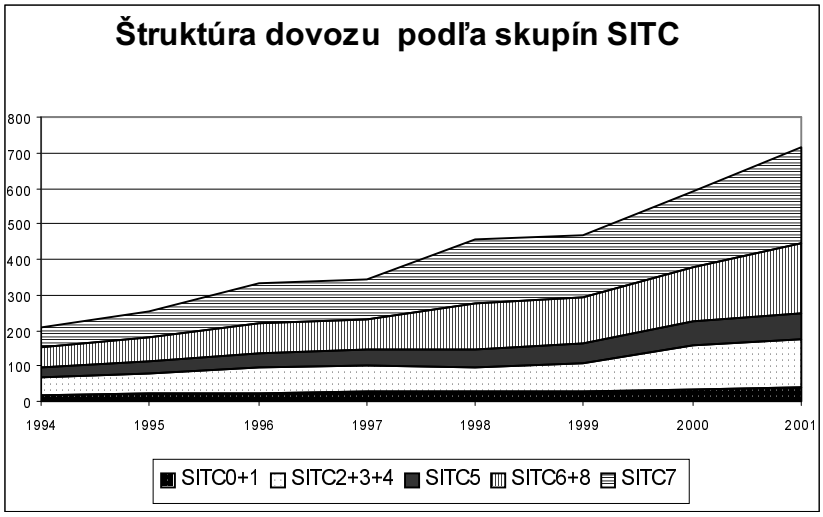


Je zrejmé, že najvýraznejší rozdiel medzi objemom dovozov a vývozov je v regióne zvyšku sveta. Dovozy sú niekoľkonásobne vyššie ako vývozy. Ukazuje sa, že je to spôsobené tým, že dovážame nerastné suroviny ako je ropa a zemný plyn z Ruska, ktorý je zaradený práve do tohto regiónu. Najviac našich dovozov však tvorí dovoz z EÚ. V roku 1994 to bola len necelá jedna tretina (26%), ale tento podiel každoročne narastal. V roku 2001 to už bola približne polovica všetkých tovarov ktoré boli dovezené z Európskej únie. Svedčí to o tom, že Slovensko chce vstúpiť do EÚ a preto sa v zahraničnom obchode zameriava práve na tieto krajiny. V objemoch vývozu je tento trend ešte výraznejší. V roku 2001 smerovala viac ako jedna polovica všetkých vývozov do EÚ (60% oproti 30% v roku 1994). Čo sa týka objemu vývozu do krajín zvyšku sveta, tento zostáva nezmenený, ale podiel na celkovom vývoze s časom klesá (z 27% v roku 1994 na 10% v roku 2001).

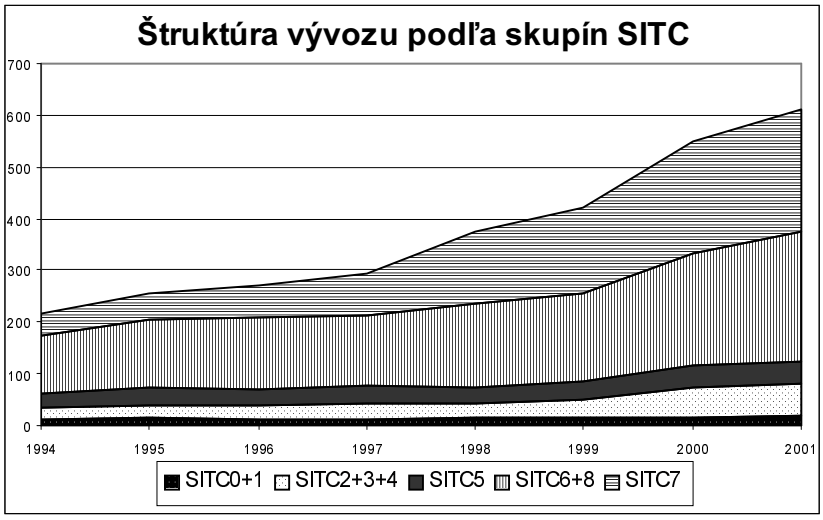
Teraz sa zameriame na tovarovú štruktúru dovozu a vývozu tovarov. Rozhodli sme že zlúčime niektoré príbuzné skupiny tovarov. Na grafoch je znázornené, ktoré skupiny sme zlúčili. Takto sme dostali päť skupín, ktoré sme porovnávali. Zanedbali sme skupinu 9, keďže tvorila len veľmi malý podiel na dovoze, resp. vývoze.

Graf 4.3

[8]Tovarová štruktúra sa delí na nasledovné skupiny: SITC0 – potraviny, SITC1 – nápoje, SITC2 – surové materiály, SITC3 – nerastné palivá, SITC4 – oleje a tuky, SITC5 – chemikálie, SITC6 – trhové výrobky, SITC7 – stroje a zariadenia, SITC8 – priemyselné výrobky, SITC9 – ostatné.



Graf 4.4



Najmenšiu časť dovozov a vývozov (len 3–5% u vývozov a 5-8% u dovozov) tvorili počas celého obdobia nápoje a potraviny, preto sa nimi podrobnejšie nebudeme zaoberať. Ďalšou skupinou sú suroviny. Vidíme, že objem ich dovozu s časom stúpa, avšak pomer na celkovom dovoze má presne opačný trend. V roku 1994 to bolo takmer 25% a v roku 2001 to už je len necelá pätina celkového dovozu. Na druhej strane vývoz týchto výrobkov zostáva na rovnakej úrovni, okolo 10% z celkového vývozu. Vidíme, že vývoz surovín je o polovicu menší ako ich dovoz.

V skupine SITC 5 sú zahrnuté chemikálie. Tieto tiež netvoria podstatnú časť objemov dovozov a vývozov (pre dovoz je to 10-13% a pre vývoz 7-13%) a ich podiel ako na dovoze tak na vývoze s časom klesá.

Do ďalšej skupiny sme sa rozhodli zlúčiť trhové a priemyselné výrobky. Podiel ich dovozu na celkovom dovoze zostáva na rovnakej úrovni, zahŕňa približne štvrtinu celkového dovozu. V skutočnosti sa však objem dovážaných trhových a priemyselných výrobkov stal

takmer štvornásobným. Podiel vývozu týchto výrobkov na celkovom vývoze s časom klesá (z 53%v roku 1994 na 41% v roku 2001), avšak ich skutočný vývoz je v roku 2001 dvojnásobný oproti roku 1994.

Poslednou a najväčšou skupinou sú stroje a zariadenia. Ako podiel ich dovozu tak aj podiel ich vývozu na celkových objemoch s časom stúpa. V roku 1994 sa doviezli stroje a zariadenia v hodnote 59 mld. Sk (28% z celkového dovozu). V roku 2001 táto suma bola už 270 mld. Sk (38%). Pri vývoze je tento podiel ešte výraznejší. Kým v roku 1994 tvorili vývozy tejto skupiny 20% (42 mld. Sk) z celkového vývozu, v roku 2001 to bol takmer dvojnásobok, avšak objem tvoril až päťnásobok objemu z roku 1994.

Vidíme, že zahraničný obchod Slovenskej republiky prešiel mnohými zmenami a šokmi počas jeho existencie. Veľmi často sa meniaca výška dovoznej prirážky a mnohé iné obmedzenia zahraničnoobchodnej výmeny nemali žiadne dlhodobé účinky. Preto je otázne, kedy dosiahne Slovenská republika vonkajšiu stabilitu, ktorá je potrebná na pozitívne hodnotenie krajiny

5. Rovnice zahraničného obchodu

V tejto práci sme sa pokúsili odhadnúť rovnice v klasickom tvare. Použili sme na to obe metódy, metódu najmenších štvorcov aj metódu ECM (modely korigujúce chyby). Budeme sa snažiť porovnať obe tieto metódy.

5.1 Špecifikácia rovníc

Ako sme už spomenuli, pri odhadovaní ekonometrických modelov, si musíme najprv zaviesť nejakú ekonomickú hypotézu na základe ekonomickej teórie. Na jej základe potom môžeme určiť teoretický tvar rovnice a odhadovať jej parametre.

Objemy zahraničného obchodu

Rozhodli sme sa, že rovnice budeme odhadovať v klasickom tvare. Používané formulácie sú vo všeobecnosti log-lineárne. Spájajú objem vonkajšej výmeny (t. j. v stálych cenách) s cenovou konkurenciou a objemom hrubého domáceho produktu (alebo vnútorným dopytom). Dané rovnice majú nasledovný tvar:

$$\mathrm{Im} = (Y)^{\alpha_m} \left(\frac{p_m}{p} \right)^{-\varepsilon_m} \qquad 5.1$$

$$Ex = (Y_e)^{\alpha_x} \left(\frac{ep_x}{p_e} \right)^{-\varepsilon_x} \qquad 5.2$$

Po prevedení rovníc do logaritmického tvaru dostaneme rovnice, ktoré boli v praxi skutočne odhadované:

$$\ln \mathrm{Im} = \alpha_m \ln Y - \varepsilon_m \ln \frac{p_m}{p}$$

$$\ln Ex = \alpha_x \ln Y_e - \varepsilon_x \ln \frac{ep_x}{p_e}$$

Im - *dovoz*
Ex - *vývoz*
Y - *domáci dopyt pre importy*
Y_e - *zahraničný dopyt pre exporty*
p_m - *dovozné ceny*
p_x - *vývozné ceny*
p - *ceny lokálnej produkcie*

p_e - *zahraničné ceny*
e - *výmenný kurz*

Táto formulácia chápe vzťahy zahraničného obchodu ako funkcie dopytu obvykle závislé od príjmov a cien. Objem hrubého domáceho produktu možno chápať z dvoch hľadísk. Ako príjmy, ktoré sprostredkovávajú dopyt po dovážaných spotrebných výrobkoch alebo ako objem produkcie, ktorá vstupuje ako faktor dopytu po importovanej produkcii.

Druhým faktorom je cenová konkurencia, ktorá určuje substitúciu medzi národnými produktmi a dovážanými produktmi. V prípade importu sa meria ako pomer dovozných cien k cenám lokálnej produkcie. Obe tieto cenové hladiny sú vyjadrené v lokálnej mene. V prípade exportu ide o pomer exportných cien vyjadrených v devízach, teda $e.p_x$, k zahraničným cenám p_e, ktoré sú vykazované v devízach. Exportné ceny sú prepočítané do devíz prenásobením kurzom e. Výmenný kurz chápeme ako jednotku lokálnej meny vyjadrenú v jednotkách devíz.

Ceny zahraničného obchodu.

Uvažujme podnik, produkujúci homogénny výrobok pre domáci ako aj zahraničný trh. Za platnosti hypotézy o perfektnej konkurencii, exportné ceny podniku v lokálnej mene a ceny produkcie na domáci trh sú identické a odpovedajú marginálnym nákladom ($p_x = p = C'$). Ak tento vzťah vyjadríme v devízach, tak exportné ceny sú rovné marginálnym nákladom korigované výmenným kurzom. Analogicky importné ceny sú rovné cenám zahraničnej produkcie vyjadrenej v lokálnej mene ($p_m = p_e/e$). Znehodnodnotenie lokálnej meny (v našom prípade znamená zníženie e) zvýši proporcionálne dovozné ceny v lokálnej mene a zároveň proporcionálne zníži exportné ceny v devízach. Rovnovážne ceny sa nakoniec ustália medzi cenami domácej produkcie a zahraničnými cenami. Rovnice dovozných a vývozných cien teda budeme odhadovať v nasledovnom tvare:

$$p_x = \left(\frac{1}{e} p_e\right)^{a_x} (p)^{1-a_x} \qquad 0 \le a_x \le 1 \qquad 5.3$$

$$p_m = \left(\frac{1}{e} p_e\right)^{a_m} (p)^{1-a_m} \qquad 0 \le a_m \le 1 \qquad 5.4$$

Po zlogaritmovaní :

$$\ln p_x = a_x \ln\left(\frac{1}{e} p_e\right) + (1 - a_x) \ln p$$

$$\ln p_m = a_m \ln\left(\frac{1}{e} p_e\right) + (1 - a_m) \ln p$$

V priemyselných krajinách dôležitú časť dovozov tvoria suroviny. Ceny surovín sú však dané medzinárodným obchodom a preto dovozné ceny budú citlivejšie na zahraničné

ceny ako exportné ceny. Ekonometrické odhady ukazujú, že elasticita a_m je väčšinou blízka 1 a elasticita a_x sa väčšinou pohybuje okolo hodnoty 0.5.

5.2 Odhadnuté rovnice

Pri modelovaní rovníc správania sa zahraničného obchodu boli použité štvrťročné časové rady od prvého štvrťroku 1993 až po druhý štvrťrok 2001. Najprv sme odhadovali rovnice dovozných a vývozných cien, nakoľko tieto potom vstupujú do rovníc dovozu a vývozu ako vysvetľujúce premenné. Objemy dovozu a vývozu tovarov a služieb sú modelované v stálych cenách 1995. Hodnoty v bežných cenách by sme dostali jednoducho prenásobením príslušnými deflátormi. Boli použité časové rady z databázy ISWE01q2. Je to databáza, ktorá vznikla a je pravidelne obnovovaná na Ústave Slovenskej a svetovej ekonomiky SAV. Na odhad rovníc a testovanie časových radov na ich integráciu a kointegráciu sme používali štatisticko-ekonomický software EViews. Najprv sme odhadovali rovnice pomocou OLS[9] metódy a snažili sme sa ju odhadnúť najlepšie ako sa dalo. Potom sme sa pokúsili urobiť s tými istými vysvetľujúcimi premennými rovnicu pomocou ECM metódy, presnejšie pomocou modelu *ADL*(1, 1)

Dovozné ceny zahraničného obchodu

$$\boldsymbol{lnp_m = 4.07 + 1.17*lp4\{-1\} + 0.11*um97 + 0.11*upm}$$

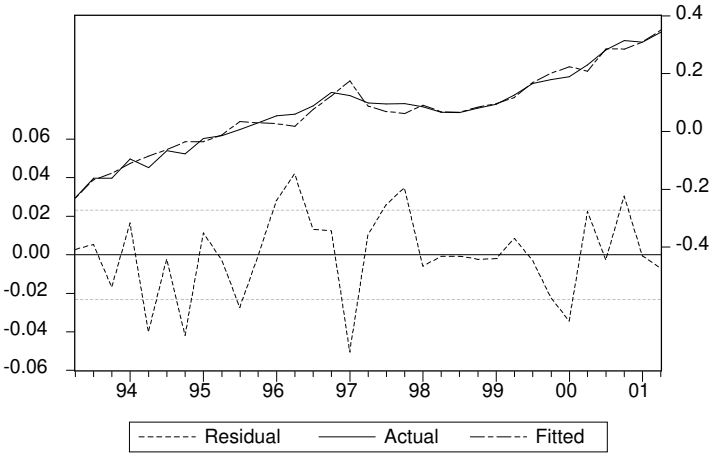
kurz0_4 = *0.6*usdsk + 0.4*eursk*
lp4 = *ln(uexd95*kurz0_4)*
usdsk - *výmenný kurz SKK/USD*
eursk - *výmenný kurz SKK/EURO*
uexd95 - *jednotková cena vývozu rozvinutých krajín*
um97 - *umelá premenná do 1996q4 0, od 1997q1 1*
upm - *umelá premenná pre dovozné ceny*

Deflátor cien dovozu závisí najviac zo všetkých ukazovateľov od vonkajšieho prostredia. Ako zahraničné ceny boli použité ceny vývozu rozvinutých krajín. Ako výmenný kurz sme použili kôš kurzov EURO a USD, keďže Slovenská republika obchoduje s obchodnými partnermi väčšinou v týchto menách. Pre dovozné a vývozné ceny sme museli použiť rôzne koše. Keďže Slovensko nemá príliš bohaté zdroje prírodných surovín, ako je napríklad ropa a zemný plyn, musíme ich dovážať. Tieto suroviny sa väčšinou obchodujú v dolároch. Preto v kurzovom koši pre dovozné ceny dominuje výmenný kurz SKK/USD (0.6SKK/USD + 0.4SKK/EURO). Keď sa pozrieme na cenovú elasticitu v tejto rovnici,

vidíme, že nadobúda hodnotu 1.17. Znamienko tejto elasticity je kladné. To znamená, že keď sa zvýšia svetové ceny, mali by sa automaticky zmeniť aj naše dovozné ceny a to viac ako proporcionálne. V tejto rovnici sa nachádza aj umelá premenná um97, ktorá zachytáva zmenu metodiky vo vykazovaní zahraničného obchodu.

Pokúšali sme sa odhadnúť túto rovnicu aj pomocou metódy ECM, avšak ukázalo sa, že v takomto tvare a s rovnakými vysvetľujúcimi premennými táto rovnica nevykazovala dobré štatistické vlastnosti. Dickey-Fullerov test na zistenie stacionarity časových radov dovozných cien aj cenového pomeru *lp4* nám ukazuje, že obe premenné sú integrované prvého stupňa a teda ich diferencie sú stacionárne. Aj Johansenov test na kointegráciu premenných ukazuje, že tieto premenné sú kointegrované, avšak keď sme sa pokúsili aplikovať ECM metódu na odhad rovnice dovozných cien, odhady jednotlivých koeficientov boli nesignifikantné, t.j. *P*-hodnoty pri niektorých odhadoch dosahovali hodnoty blízke jednej. Koeficient determinácie bol 0.11 a *P* hodnota pre *F* štatistiku nadobudla hodnotu 0.3. Čo sa týka odhadov jednotlivých koeficientov, aj tieto dosiahli úplne nevysvetliteľné hodnoty. Preto sme sa rozhodli túto rovnicu tu neuvádzať. Pre informáciu je uvedená v prílohe aj so štatistikými vlastnosťami. Na Grafe 5.1 vidíme fitované verzus aktuálne hodnoty dovozných cien a graf rezíduí tejto rovnice.

Graf 5.1: Rovnica dovozných cien



Vývozné ceny zahraničného obchodu

$$lnp_x = 0.42 + 0.89*lpxi95\{-1\} + 0.12*lp1\{-1\} + 0.102*upe$$

[9] OLS – Jednoduchá metóda najmenších štvorcov

$$\Delta lnp_x = 0.179 + 1.08*\Delta lpxi95 + 0.11*\Delta lp1 - 0.3*(lnp_x\{-1\} - 0.95*lpxi95\{-1\} - 0.164*lp1\{-1\})$$

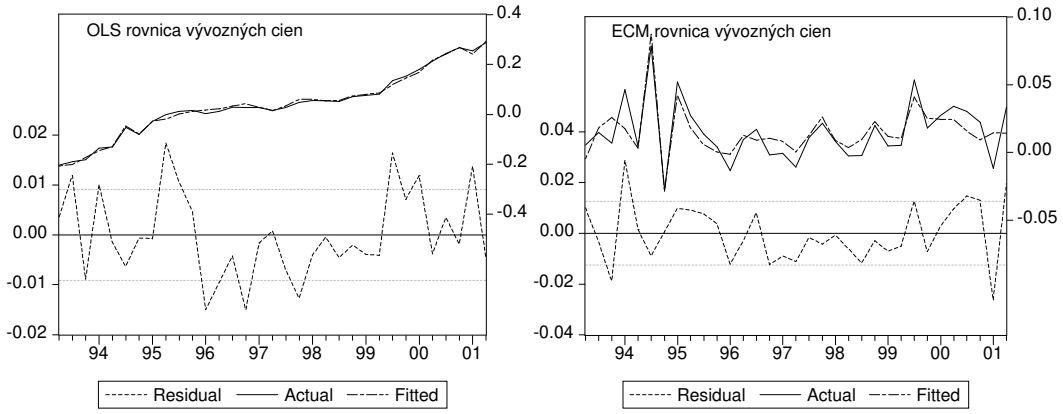
kurz0_75 = *0.25*usdsk + 0.75*eursk*
lp1 = *ln(uexd95*kurz0_75)*
usdsk - *výmenný kurz SKK/USD*
eursk - *výmenný kurz SKK/EURO*
uexd95 - *jednotková cena vývozu rozvinutých krajín*
lpxi95 - *logaritmus indexu cien priemyselných výrobcov*
upe - *umelá premenná pre vývozné ceny*

V rovnici vývozných cien bol použitý iný kôš výmenných kurzov, pretože naše vývozy smerujú prevažne do európskych krajín, s ktorými obchodujeme v EURO. Významnosť práve takéhoto pomeru jednotlivých mien v kurzovom koši (0.25SKK/USD + 0.75SKK/EURO) sa potvrdila aj štatistickými vlastnosťami odhadovanej rovnice. Podobne ako pri dovozných cenách, aj tu sme použili ako premennú svetových cien jednotkovú cenu vývozu rozvinutých krajín. Elasticita v OLS rovnici nadobúda hodnotu 0.12, čo ukazuje, že naše vývozné ceny reagujú pomerne slabo na zmeny svetových cien, dokonca so štvrťročným časovým oneskorením. V ECM rovnici, v dlhodobom vzťahu nadobúda hodnotu 0.16, čo je o niečo vyššie ako krátkodobá elasticita (tá má hodnotu 0.11). Slabá citlivosť vývozných cien na svetové ceny sa potvrdila aj v tejto rovnici.

V rovnici vývozných cien figuruje už aj premenná domácich výrobných cien. Ukazuje sa však, že deflátor vývozu reaguje v OLS rovnici aj na zmeny domácich cien so štvrťročným časovým oneskorením a s elasticitou menšou ako jedna. To znamená, že pri zmene našich výrobných cien o 1% sa zvýšia vývozné ceny o menej ako jedno percento. V ECM v rovnici je v krátkodobom vzťahu táto elasticita vyššia ako jedna (1.08), ale v dlhodobom vzťahu sa potvrdilo, že táto elasticita podobne ako v OLS rovnici je menšia ako jedna aj keď nadobúda vyššiu hodnotu.

Pred odhadom ECM rovnice sme urobili test na integráciu časových radov. Ukázalo sa, že všetky použité časové rady sú integrované prvého stupňa a sú navzájom kointegrované. Výsledky týchto testov sú uvedené v prílohe. Mohli sme teda odhadnúť rovnicu vývozných cien pomocou ECM metódy. Na nasledujúcich dvoch grafoch môžeme vidieť to, čo vyplýva aj z koeficientu determinácie, že odhad pomocou metódy OLS má vyššiu priliehavosť. Môže to byť spôsobené aj tým, že sme najprv odhadovali rovnicu práve metódou OLS a potom sme sa pokúsili túto rovnicu odhadnúť pomocou ECM metódy s rovnakými premennými.

Graf 5.2, 5.3: Rovnice vývozných cien



Dovoz tovarov a služieb

lnIm = -1.11 + 1.13*ldop - 1.19*lpm1 + 0.11*um

ΔlnIm = -0.545 + 1.33*Δldop - 1.3*Δlpm1 - 0.369*(lnIm{-1} - 1.198*ldop{-1} + 1.32*lpm1{-1}) + 0.09*t4 + 0.0746*um

lpm1	*= ln(p_m/pu95)*
pu95	*- index spotrebiteľských cien*
ldop	*- logaritmus domáceho dopytu*
um	*- umelá premenná pre dovoz*
t4	*- sezónna premenná pre 4.štvrťrok*

Ďalej sme prešli k modelovaniu objemov dovozov a vývozov tovarov a služieb. Objemy zahraničného obchodu sú modelované v stálych cenách roku 1995. Rovnica dovozu má rovnaký tvar ako teoretická rovnica. Za ceny domácej produkcie sme museli zobrať index spotrebiteľských cien, keďže s touto premennou mala rovnica lepšie štatistické vlastnosti. Znamená to, že dovážaným výrobkom cenovo konkurujú domáce spotrebné výrobky. V OLS rovnici je cenová elasticita rovná –1.19, to znamená, že objemy dovozu reagujú viac ako proporcionálne na zmeny cien. Znamienko je v oboch rovniciach teoreticky správne, t.j. záporné. Je teda zrejmé, že dovážané výrobky konkurujú domácim výrobkom nižšou cenou a nie kvalitou. V ECM rovnici je v krátkodobom vzťahu cenová elasticita rovná –1.3 a v dlhodobom vzťahu je to takmer rovnaké, -1.32. Tieto hodnoty sa príliš neodchyľujú od elasticity v OLS rovnici.

Ako dopytovú premennú sme použili súčet spotreby domácností, vládnej spotreby a investícií. Tento súčet predstavuje domáci dopyt a teda dovoz by mal byť závislý práve od tejto veličiny. V prípade Slovenska by mal dovoz závisieť ešte od objemu vývozu, keďže sme dovozne náročná krajina, nakoľko sa na našom území nenachádza dostatočné množstvo prírodných zdrojov. Avšak v našej rovnici sa táto premenná nejavila ako štatisticky

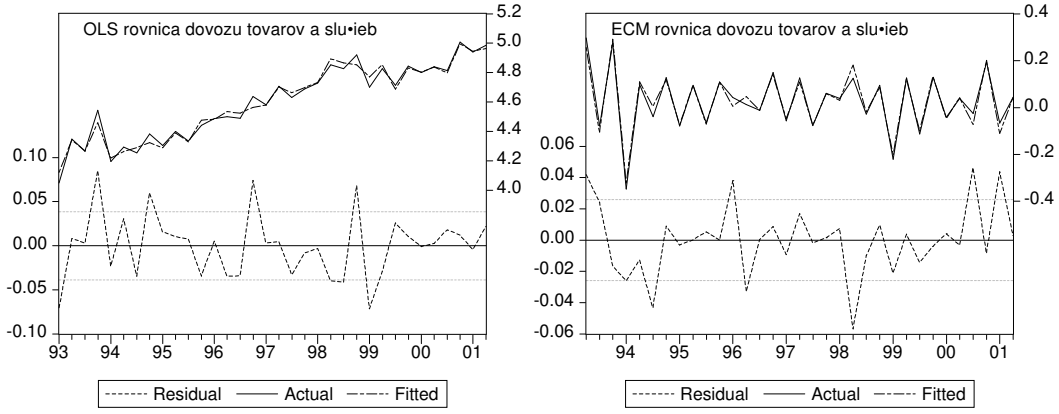
preukazná, preto sme ju vynechali. Keď sa pozrieme na elasticity dopytu v oboch rovniciach, znovu vidíme, že sa príliš od seba nelíšia. V OLS rovnici nadobúda hodnotu 1.13, čo svedčí o tom, že dovoz tovarov a služieb reaguje viac ako proporcionálne na zmeny domáceho dopytu. To znamená, že keď sa zvýši domáci dopyt o jednu jednotku, zvýši sa množstvo dovážaných produktov o viac ako jedno percento. Podobné hodnoty boli odhadnuté aj v ECM rovnici. V krátkodobom vzťahu to bolo 1.3 a v dlhodobom to bolo o niečo bližšie k elasticite odhadnutej metódou najmenších štvorcov, 1.2.

V tejto rovnici by mala byť ešte zahrnutá premenná, ktorá by vysvetľovala, ako reaguje dovoz na umelú reguláciu dovozu štátom, t.j. na dovoznú prirážku, ktorá sa menila pomerne často. Zmeny dovoznej prirážky sú popísané v kapitole 4. Avšak, keď sme sa pokúšali modelovať rovnicu dovozu s touto premennou, neukazovalo sa, že je to štatisticky relevantné.

V ECM rovnici sa potvrdila sezónnosť dovozu v štvrtom štvrťroku. Môže to byť spôsobené predvianočným obdobím, kedy sa zvyšuje aj spotreba domácností. Domáca výroba však tento vyšší dopyt po výrobkoch nie je schopná pokryť a preto sa zvyšuje objem dovozu na Slovensko.

Z grafov 5.4 a 5.5 môžeme vidieť, že rovnica je dobre fitovaná pre oba prípady odhadov, o čom svedčia aj vysoké hodnoty koeficientov determinácie, ktoré v oboch odhadoch rovníc dosahujú hodnoty až 0.97. V ECM rovnici však boli dosiahnuté lepšie hodnoty Durbin-Watsonovej štatistiky, čo sa ukazovalo aj v ostatných rovniciach. Môžeme teda povedať, že metóda ECM vie lepšie ošetriť autokoreláciu rezíduí.

Graf 5.4, 5.5: Rovnice dovozu tovarov a služieb



Vývoz tovarov a služieb

$$lnEx = -2.71 + 0.71*lmdsk\{-1\} - 1.09*dlpe1 - 0.09*t1 + 0.104*ue$$

$$\Delta lnEx = 2.39 + 0.394*\Delta lmdsk - 0.705*(lnEx\{-1\} - 0.445*lmdsk\{-1\} - 0.967*lpe1\{-1\}) - 0.055*t1 + 0.0603*ue$$

lmdsk	*= ln(mdp*usdsk)*
lpe1	*= ln(p_x/(kurz0_75*uimd95))*
dlpe1	*= lpe1 - lpe1{-1}*
mdp	*- objem dovozu rozvinutých krajín, mld. USD*
uimd95	*- jednotková cena dovozu rozvinutých krajín*
ume	*- umelá premenná pre vývoz*

Ako poslednú sme odhadovali rovnicu vývozu tovarov a služieb. Keď sme ju skúšali odhadovať obyčajnou metódou najmenších štvorcov podľa teoretickej rovnice, táto regresia nemala dobré štatistické vlastnosti. Preto sme museli pristúpiť k odhadovaniu tejto rovnice inak. Namiesto logaritmu cien sme použili zmenu logaritmu cien. Ako cenová premenná tu vystupoval pomer našich vývozných cien a dovozných cien rozvinutých krajín upravených o výmenný kurz. Naše vývozné ceny by mali na objem vývozu vplývať negatívne, nakoľko v prípade, že konkurujúce krajiny, ktoré vyvážajú ten istý výrobok nezmenia jeho cenu a naša cena vzrastie, je jasné, že dovozca tohto výrobku uprednostní lacnejší výrobok. Je otázne, či by nemali naše výrobky konkurovať kvalitou. Ako sa ukázalo pri odhade rovnice, zatiaľ ešte stále konkurujeme nižšími cenami. Ako ďalšia v tomto cenovom pomere vystupuje jednotková cena dovozu rozvinutých krajín. Táto premenná pôsobí pozitívne na náš vývoz. Keď sa zvýšia ceny dovozu tých krajín, do ktorých smerujú naše výrobky, pri nezmenených našich vývozných cenách, budú práve naše výrobky cenovo konkurovať ostatným dovozcom. Poslednou premennou, ktorá bola v tomto cenovom pomere použitá bol kôš výmenných kurzov. Použili sme rovnaký pomer kurzov EURO a USD ako pre deflátor vývozu, pretože, ako sme už spomenuli vyššie, väčšina našich vývozov smeruje práve do krajín EÚ. V OLS rovnici má elasticita tejto premennej záporné znamienko a nadobudla hodnotu –1.09, musíme však brať do úvahy, že tu vystupuje iba zmena tejto premennej. Je zaujímavé, že v krátkodobom vzťahu rovnice ECM sa táto premenná nejavila štatisticky preukazná a v dlhodobom vzťahu nadobudla kladnú hodnotu, 0.97. To by mohlo znamenať, že z dlhodobého hľadiska je naša produkcia schopná konkurovať zahraničiu aj kvalitou. Avšak na základe odhadnutej elasticity z OLS rovnice je to viac ako otázne.

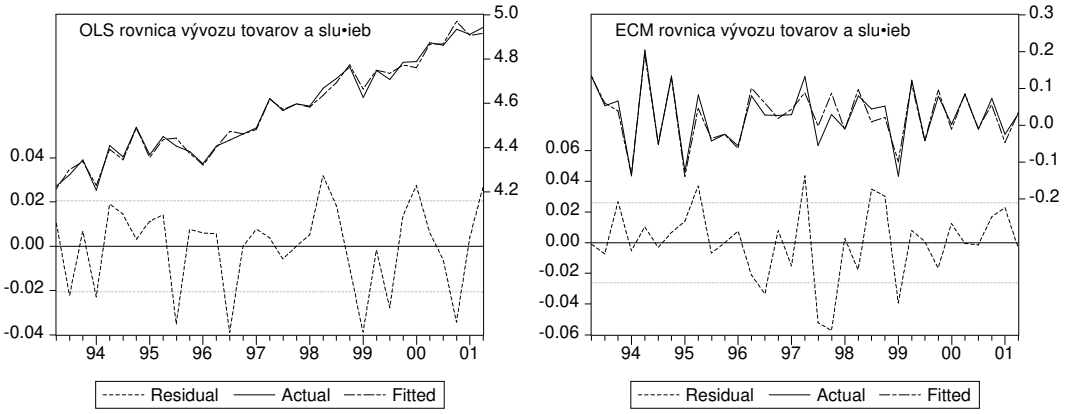
Objem dovozu rozvinutých krajín predstavuje v tejto rovnici dopytovú premennú. Predstavuje teda vonkajší dopyt po našich výrobkoch. Slovenská republika vyváža svoje výrobky do cudzích krajín. Naše vyvážané výrobky vlastne tvoria časť svetového dovozu. Keď potom vzrastie svetový dovoz, mal by sa teoreticky zvýšiť aj objem nášho vývozu. Toto

sa potvrdilo aj v odhadoch elasticít tejto premennej. V oboch rovniciach nadobúda kladné hodnoty. V OLS rovnici je táto hodnota pomerne vysoká, 0.71, avšak dopytová premenná tu vystupuje so štvrťročným časovým oneskorením. V ECM rovnici má dopytová elasticita ako v krátkodobom, tak aj v dlhodobom vzťahu podstatne nižšie hodnoty. V krátkodobom vzťahu je to 0.4 a v dlhodobom len o niečo vyššie, 0.45.

V oboch rovniciach vystupuje aj sezónna premenná, ktorá vysvetľuje sezónne výkyvy v prvom štvrťroku. Hovorí, že práve v prvom štvrťroku sú dovozy o niečo nižšie ako v ostatných troch štvrťrokoch. Znamienka pri tejto premennej sú v oboch rovniciach záporné.

Znova sa môžeme na grafe presvedčiť, že obe rovnice pomerne dobre vysvetľovali vývoz tovarov a služieb.

Graf 5.6, 5.7: Rovnice vývozu tovarov a služieb



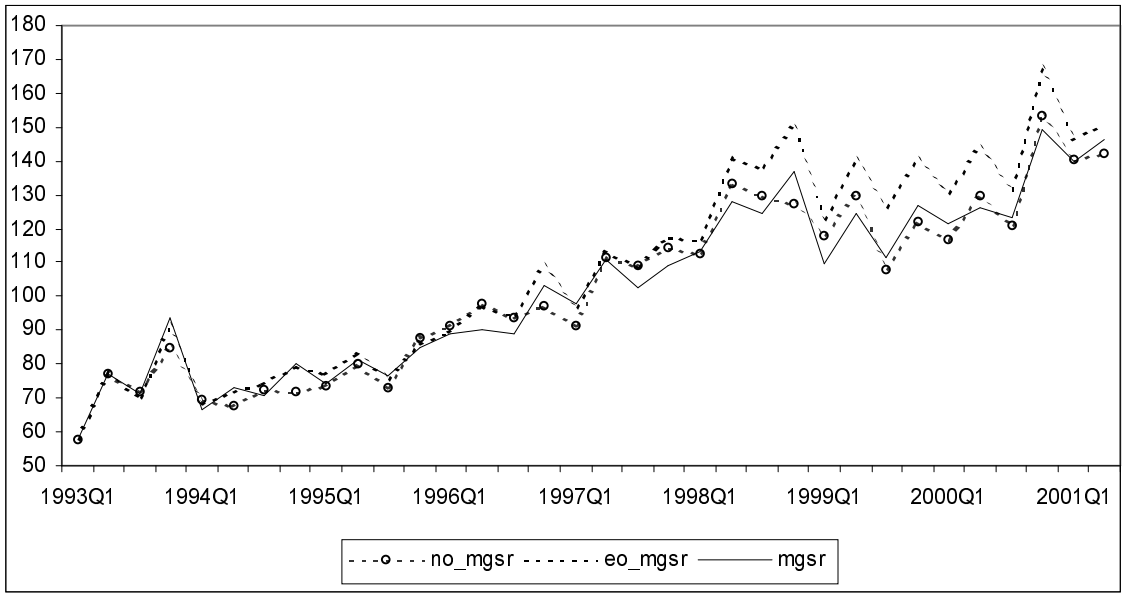
5.3 Ex-post analýza rovníc dovozu a vývozu

V tejto časti sa budeme zaoberať ex-post analýzou rovníc dovozu a vývozu tovarov a služieb a porovnávaním jednotlivých metód odhadovania rovníc. Keďže sa nám nepodarilo odhadnúť rovnicu dovozných cien pomocou ECM metódy, vynecháme z tejto analýzy cenové rovnice. Ex-post analýza spočívala v tom, že sme najprv vypočítali odhadnuté hodnoty z cenových rovníc a tieto potom vstupovali do odhadov objemov. Pri dovoze to bolo jednoduché, pretože do OLS aj ECM rovnice dovozu vstupovali hodnoty dovozných cien odhadnuté metódou najmenších štvorcov. Do rovníc vývozných cien potom vstupovali hodnoty z príslušných cenových rovníc. Pri ECM rovniciach boli odhadované len diferencie, takže keď sme chceli odhadnúť skutočné hodnoty, museli sme za prvú hodnotu dosadiť pôvodnú hodnotu premennej a potom sme mohli postupne vypočítať odhadnuté hodnoty. To spôsobovalo, že sa postupne nabaľovali chyby odhadov. Prejdime teraz k jednotlivým odhadom.

Dovoz tovarov a služieb

Najskôr sa pozrime na graf 5.8, na ktorom sú zakreslené skutočná hodnota dovozu tovarov a služieb a oba odhadnuté časové rady. Na grafe sú znázornené štvrťročné údaje. Vidíme, že odchýlky radu vypočítaného metódou ECM sú vyššie a s časom sa zväčšujú. Pri OLS odhade zostávajú s časom konštantné.

Graf 5.8: Skutočné a odhadnuté hodnoty dovozu tovarov a služieb[10]



Tento jav si ešte môžeme ukázať na skutočných hodnotách. V tabuľke 5.1 sú ročné údaje, pričom sme vynechali rok 1993, pretože v prvých štvrťrokoch odhadov sme museli použiť skutočné hodnoty a teda odchýlka mohla byť skreslená. Do tabuliek sme nezahrnuli ani rok 2001, nakoľko sme odhad robili len pre prvé dva štvrťroky roku 2001 a teda hodnoty by boli s ostatnými rokmi nekonzistentné.

Tabuľka 5.1:Výsledky ex-post analýzy dovozu tovarov a služieb v stálych cenách 1995

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Skutočné objemy, v mld. Sk	290.0	316.7	371.1	419.7	503.0	472.8	520.8
Odhad OLS, v mld. Sk	281.4	315.4	380.3	427.0	503.4	477.9	520.3
Odhad ECM, v mld. Sk	293.7	322.8	390.7	436.1	546.0	530.1	573.6

[10] Vysvetlivky: mgsr – skutočné hodnoty dovozu v mld. Sk, no_mgsr – odhadnuté hodnoty dovozu z rovnice OLS, eo_mgsr – odhadnuté hodnoty dovozu z rovnice ECM

Odchýlka odhadu OLS, v mld. Sk	-8.61	-1.30	9.16	7.25	0.37	5.07	-0.55
Odchýlka odhadu ECM, v mld. Sk	3.66	6.09	19.58	16.43	43.01	57.32	52.84
Odchýlka odhadu OLS, v %	-2.97	-0.41	2.47	1.73	0.07	1.07	-0.11
Odchýlka odhadu ECM, v %	1.26	1.92	5.28	3.91	8.55	12.12	10.15

Priem. absolútna odchýlka v mld. Sk	OLS	4.62
	ECM	28.42
Priem. absolútna odchýlka v %	OLS	1.26
	ECM	6.17

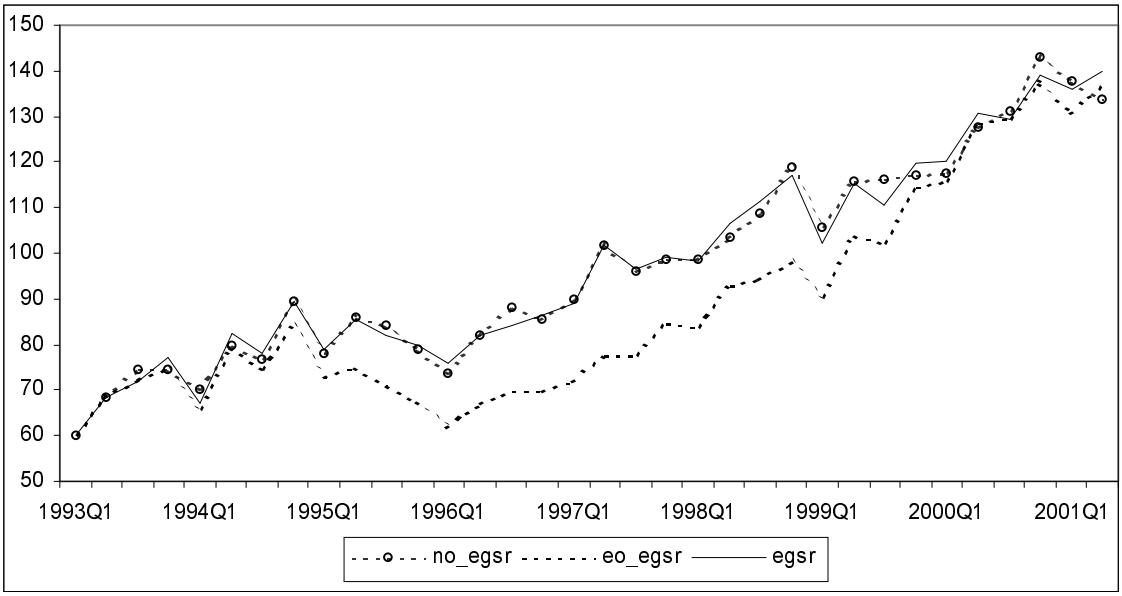
Vidíme to, čo bolo zrejmé aj z grafu, odchýlky od pôvodnej rovnice pri odhade pomocou OLS nerastú s časom a nadobúdajú percentuálne hodnoty v rozmedzí –3% až 2.5%. Absolútna priemerná odchýlka tohto odhadu je 4.62 mld. Sk, čo predstavuje 1.26% zo skutočnej priemernej hodnoty dovozu tovarov a služieb. Pri odhade metódou ECM sú tieto hodnoty niekoľkonásobne vyššie. Maximálna odchýlka v ECM rovnici bola dosiahnutá v roku 1999, čo bolo 12% zo skutočnej hodnoty dovezených tovarov a služieb v stálych cenách. Pri OLS rovnici to bolo v roku 1996, táto odchýlka nadobudla hodnotu 9.16 mld. Sk, čo však bolo len 2.5% zo skutočnej hodnoty v tom istom roku. Je zaujímavé všimnúť si znamienka jednotlivých odchýlok. Zatiaľ čo pri jednoduchej metóde najmenších štvorcov sa znamienka striedali aj keď prevažujú kladné znamienka (pomer 4:3), pri ECM metóde sú všetky ročné odchýlky kladné. Z grafu síce vidíme, že niektoré štvrťročné odchýlky boli záporné, avšak keď sa hodnoty prepočítali na ročné údaje, vidíme, že odhad pomocou metódy najmenších štvorcov je vo všetkých rokoch nadhodnotený. To bude mať negatívny vplyv na saldo obchodnej bilancie.

Vývoz tovarov a služieb

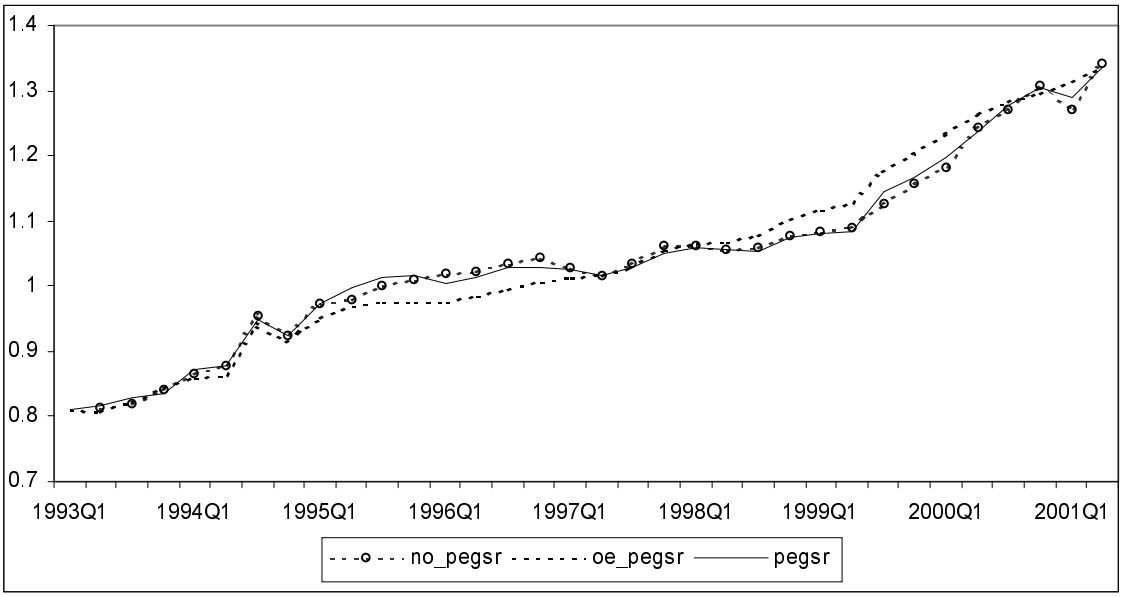
Aj pri analýze rovníc vývozu sa nám potvrdilo, že hodnoty odhadnuté z ECM rovnice vykazovali vyššie hodnoty, aj keď v tomto prípade to boli záporné hodnoty. Na grafe 5.9 však vidíme, že chyba sa začala nabaľovať až od druhého štvrťroku 1995. Avšak ku koncu odhadovaného obdobia sa odchýlka začala zmenšovať, až sa priblížila k skutočným hodnotám. Preto sme sa pozreli ako to bolo s cenami vývozu, pretože tie boli zrejme stimulujúcim faktorom k takejto zmene.

Graf 5.9: Skutočné a odhadnuté hodnoty vývozu tovarov a služieb[11]

[11] Vysvetlivky: egsr – skutočné hodnoty vývozu v mld. Sk, no_egsr – odhadnuté hodnoty vývozu z rovnice OLS, eo_egsr – odhadnuté hodnoty vývozu z rovnice ECM



Graf 5.10: Skutočné a odhadnuté hodnoty vývozných cien[12]



A naozaj z grafu 5.10 vidíme, že vývozné ceny odhadnuté metódou najmenších štvorcov pomerne uspokojivo fitujú skutočný časový rad. Na druhej strane je zjavné, že vývozné ceny odhadnuté pomocou rovnice ECM vykazujú v období 1995q1 až 1997q2 záporné odchýlky a potom nastáva opačný prípad, kedy sú odchýlky od 1998q2 do 2000q2 kladné. Toto sa nám prejavilo aj v rovnici vývozu, do ktorej vstupovali tieto hodnoty. To znamená že od 1995q1 sa odchýlka zvyšovala a neskôr sa začala znižovať, nakoľko odchýlka dovozných cien začala mať kladné znamienko.

[12] Vysvetlivky: pegsr – skutočné hodnoty vývozných cien, no_pegsr – odhadnuté hodnoty vývozných cien z rovnice OLS, eo_pegsr – odhadnuté hodnoty vývozných cien z rovnice ECM

Tabuľka 5.2: Výsledky ex-post analýzy vývozu tovarov a služieb v stálych cenách 1995

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Skutočné objemy, v mld. Sk	316.8	326.4	328.6	386.3	433.3	448.0	519.2
Odhad OLS, v mld. Sk	316.0	327.2	329.4	385.9	429.8	454.8	519.4
Odhad ECM, v mld. Sk	303.7	286.0	268.1	311.5	369.3	410.8	511.3
Odchýlka odhadu OLS, v mld. Sk	-0.84	0.80	0.82	-0.37	-3.54	6.85	0.18
Odchýlka odhadu ECM, v mld. Sk	-13.11	-40.39	-60.46	-74.78	-63.98	-37.21	-7.91
Odchýlka odhadu OLS, v %	-0.26	0.25	0.25	-0.10	-0.82	1.53	0.04
Odchýlka odhadu ECM, v %	-4.14	-12.37	-18.40	-19.36	-14.77	-8.30	-1.52

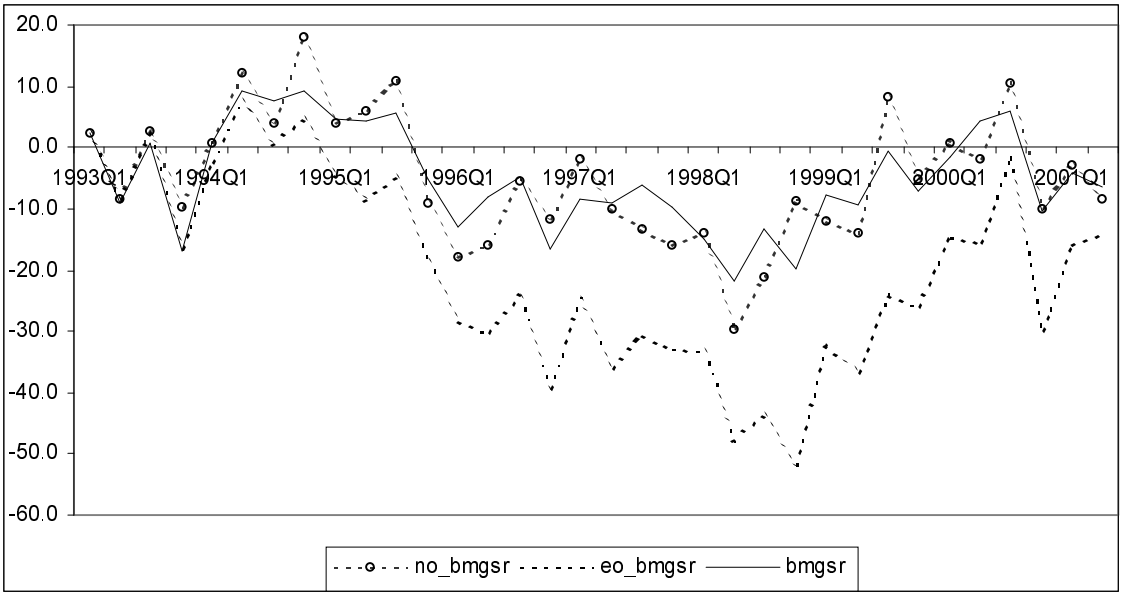
Priem. absolútna odchýlka v mld. Sk	OLS	1.91
	ECM	42.55
Priem. absolútna odchýlka v %	OLS	0.46
	ECM	11.27

Aj v tomto prípade je zaujímavé pozrieť sa na ročné údaje odhadnutých hodnôt. Znovu sme vynechali roky 1993 a 2001 z dôvodu, ktorý sme vysvetlili vyššie. Ako vidíme z tabuľky 5.2, odchýlky v rovnici OLS nadobúdajú aj kladné aj záporné hodnoty v rozmedzí –3.54 mld. Sk do 6.85 mld. Sk. Priemerná absolútna percentuálna odchýlka dosiahla hodnotu 1.91 mld. Sk, čo predstavuje 0.46% zo skutočnej priemernej hodnoty vývozu tovarov a služieb. Ako sme už videli z grafov, naozaj sa ukázalo, že pri metóde ECM nadobudla odchýlka maximum v roku 1997, kedy dosiahla hodnotu až takmer 20% zo skutočnej hodnoty objemu dovozu tovarov a služieb. V roku 2000 je táto odchýlka najnižšia, keď predstavuje len –1.5% skutočnej hodnoty. Znovu ako v dovoznej rovnici je absolútna odchýlka v ECM metóde (42.55 mld. Sk, čo je 11.27% zo skutočnej priemernej hodnoty) mnohonásobne vyššia ako pri odhade hodnôt metódou OLS. V prípade vývozu tovarov a služieb majú na rozdiel od dovozu tovarov a služieb všetky odchýlky v ECM rovnici záporné znamienko, a teda negatívny vplyv na schodok platobnej bilancie bude ešte výraznejší.

Obchodná bilancia

Dovoz a vývoz tovarov a služieb je súčasťou HDP, a práve tento ukazovateľ sa považuje za jeden z najdôležitejších faktorov pri hodnotení ekonomiky krajiny. Do HDP sa započítava čistý export, čo je rozdiel medzi vývozom a dovozom. Preto sme sa rozhodli pozrieť sa aj na tento ukazovateľ. Ako sme už spomenuli vyššie, v odhadoch hodnôt dovozu aj vývozu pomocou ECM rovníc sme zaznamenali výrazné odchýlky od skutočných hodnôt. Tieto odchýlky by mali prispievať negatívne k schodku obchodnej bilancie. To sa nám naozaj potvrdilo. Ako vidíme na grafe 5.11, odhad salda obchodnej bilancie, ktorý je vypočítaný pomocou OLS rovnice sa pohybuje okolo skutočných hodnôt. O ECM odhade to nemôžeme povedať, ten je hlboko podhodnotený. Podrobnejšie výsledky sa dajú vyvodiť z tabuľky 5.3.

Graf 5.11: Skutočné a odhadnuté hodnoty obchodnej bilancie[13]



Tabuľka 5.3: Výsledky ex-post analýzy obchodnej bilancie v stálych cenách 1995

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Skutočné objemy, v mld. Sk	26.8	9.7	-42.5	-33.4	-69.7	-24.8	-1.6
Odhad OLS, v mld. Sk	34.6	11.8	-50.8	-41.0	-73.6	-23.0	-0.9
Odhad ECM, v mld. Sk	10.0	-36.8	-122.5	-124.6	-176.7	-119.3	-62.3
Odchýlka odhadu OLS, v mld. Sk	7.78	2.10	-8.34	-7.63	-3.91	1.78	0.73
Odchýlka odhadu ECM, v mld. Sk	-16.76	-46.48	-80.04	-91.21	-107.00	-94.52	-60.75
Odchýlka odhadu OLS, v %	29.02	21.69	-19.62	-22.84	-5.62	7.16	45.66
Odchýlka odhadu ECM, v %	-62.54	-479.15	-188.33	-273.08	-153.51	-381.14	-3796.7

Priem. absolútna odchýlka v mld. Sk	OLS	4.61
	ECM	70.96
Priem. absolútna odchýlka v %	OLS	21.66
	ECM	762.07

V tabuľke naozaj vidíme zaujímavé výsledky. Pri odhadoch metódou najmenších štvorcov sú odhady najprv nadhodnotené (v rokoch 1994 a 1995), potom v ďalších troch rokoch sú odhady nižšie ako skutočné hodnoty a v posledných dvoch rokoch sa odhad znovu dostal nad skutočné hodnoty. Absolútna priemerná odchýlka dosiahla hodnotu 4.61 mld. Sk, čo predstavovalo takmer 22% zo skutočnej hodnoty schodku obchodnej bilancie. Pri metóde ECM boli odchýlky odhadov od skutočných hodnôt podstatne vyššie. Znovu je podstatným faktom negatívne znamienko všetkých týchto odchýlok. Hodnoty odchýlok sú niekoľkonásobne vyššie ako skutočné hodnoty. Najvýraznejšie je to vidieť v roku 2000, kedy bol skutočný schodok obchodnej bilancie –1.6 mld. Sk, avšak naša odhadnutá hodnota

[13] Vysvetlivky: bgsr – skutočné hodnoty obchodnej bilancie v mld. Sk, no_bgsr – odhadnuté hodnoty obchodnej bilancie z rovníc OLS, eo_bgsr – odhadnuté hodnoty obchodnej bilancie z rovníc ECM

dosiahla hodnotu až –62.3 mld. Sk. Absolútna priemerná odchýlka bola takmer 71 mld. Sk, čo bol viac ako sedem násobok skutočnej priemernej hodnoty schodku obchodnej bilancie.

Treba podotknúť, že keby sme odhadovali aj objem HDP ako súčet jeho jednotlivých zložiek, boli by odhadnuté hodnoty HDP nižšie, resp. vyššie o odchýlku obchodnej bilancie. Teda v prípade OLS odhadu by odchýlky od skutočného HDP neboli až také katastrofálne. To už nemôžeme povedať o odhade pomocou ECM rovnice. V tomto prípade by boli dosiahnuté podstatne nižšie tempá rastu HDP.

Záver

V práci sme sa snažili popísať ako metódy, tak aj teórie, ktoré boli potrebné na samotný odhad rovníc. Zhrnuli sme existujúce modely zahraničného obchodu a porovnali sme jednotlivé elasticity premenných. V ďalšej časti sme sa zaoberali historickým vývojom zahraničného obchodu Slovenska. Nakoniec sme uviedli vlastné odhadnuté rovnice zahraničného obchodu a znovu sme sa zamerali na porovnanie jednotlivých elasticít. Na záver kapitoly je popísaná ex-ante analýza jednotlivých rovníc.

Ako sme už spomenuli, snažili sme sa porovnať elasticity už existujúcich modelov zahraničného obchodu. Porovnávali sme aj České rovnice, nakoľko sú naše ekonomiky v mnohom podobné a majú spoločnú minulosť. Vo všetkých rovniciach sa ukázalo, že dovoz reaguje veľmi citlivo na zmeny vnútorného dopytu. Všetky elasticity boli väčšie ako jedna, čo sa potvrdilo aj v nami odhadnutých rovniciach dovozu. Teda môžeme povedať, že pri zvyšujúcom sa vnútornom dopyte krajiny sa množstvo dovážaných tovarov a služieb zvýši viac ako proporcionálne.

V rovnici vývozu boli v jednotlivých rovniciach použité ako dopyt po vyvážaných výrobkoch rôzne premenné, avšak ukazuje sa, že vývoz z krajiny je v dlhodobom horizonte citlivejší na zmeny vonkajšieho prostredia ako v krátkodobom vzťahu.

Čo sa týka cenovej konkurencie, dá sa povedať, že slovenské výrobky konkurujú zahraničným ešte stále nižšou cenou, na rozdiel od Českej ekonomiky, kde sa začína prejavovať aj kvalitatívna konkurencia doma vyrábaných výrobkov určených na vývoz.

V práci sme odvodili rovnice správania sa zahraničného obchodu pomocou oboch metód, OLS aj ECM. Nepodarilo sa nám však odvodiť rovnicu dovozných cien pomocou ECM metódy. Odhady boli robené najprv pomocou metódy OLS a potom sme sa pomocou ECM metódy snažili odhadnúť tie isté rovnice s tými istými premennými. Zrejme práve kvôli snahe o použitie tých istých vysvetľujúcich premenných sa javili tieto rovnice štatisticky horšie a to bol dôvod neúspechu pri odhade dovozných cien.

V poslednej časti sme urobili ex-ante analýzu odhadu jednotlivých rovníc. Ex-post analýza slúži na porovnanie odhadnutých a skutočných hodnôt za minulosť. Keď sú hodnoty za minulosť porovnateľné so skutočnými, je vyššia pravdepodobnosť, že budúce odhady budú dobre vystihovať budúci vývoj. Potvrdilo sa nám, že ECM rovnice vykazovali väčšie štatistické odchýlky od skutočných hodnôt. Toto sa nám prejavilo hlavne pri bilancii s tovarmi a službami, kde dosahovali chyby až niekoľkonásobné hodnoty skutočných hodnôt.

Bolo by zaujímavé na základe odhadnutých rovníc urobiť aj prognózu budúceho vývoja, avšak v rovniciach vystupuje mnoho exogénnych premenných. Preto by bola predikcia postavená na subjektívnom názore autora na budúci vývoj vonkajšieho a vnútorného ekonomického prostredia. Väčšinou sa tieto hodnoty odhadujú z komplexnejších modelov celej ekonomiky.

Literatúra

[1] Benáček, V. – Víšek, J. Á. :*Determining Factors of Trade Specialization and Growth of a Small Economy in Transition: Impacts of the EU Opening-up on Czech Exports and Imports*, Preprint.

[2] Benčík, M. : *Ekonometrické modelovanie a jeho využitie pri tvorbe hospodárskej politiky,* Kandidátska dizertačná práca, Bratislava, 1998.

[3] Cipra, T. : *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*, Praha 1986.

[4] Engle, R. F. – Granger, C. W. J. : *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica,1987, zv. 55, s. 251-276.

[5] *EViews User Guide*, Version 3.

[6] Frenkel, J. A.: *A Synthesis of Monetary and Keynesian Approaches to Short-Run Balance-of-Payments Theory*, The Economic Journal, 1980, zv. 90, s. 582-592.

[7] Garaj, V. - Šujan, I. : *Ekonometria*, Bratislava 1980.

[8] Haluška, J. - Olexa, M. – Orságová, J. : *Štvrťročný ekonometrický model slovenskej ekonomiky QEM-ECM-1.0*, Ekonomický časopis, 49, 2001, č. 5, s.847-867

[9] Haluška, J. - Olexa, M. – Orságová, J. : *Štvrťročný ekonometrický model slovenskej ekonomiky*, Aktá, Bratislava, 2001.

[10]Hatrák, M. : *Error Correction Models and Cointegration Analysis in Applied Econometrics*, Central European Journal for Operations Research and Economics,1998, zv. 6, s. 183-191.

[11]Krasuľová, T. *: Podmienka kritických elasticít (prípad SR),* Rigorózna práca, Bratislava, 2002.

[12]Krasuľová, T. : *Ekonometrický model zahraničného obchodu SR*, Diplomová práca, Bratislava, 2000

[13]Mundell, R. A. : *The Pure Theory of International Trade*, The American Economic Review, 1960, zv. 50, s. 67-110.

[14]Páleník, V. – Vokoun, J. – Kvetan, V. : *Variantná projekcia vývoja ekonomiky SR do r. 2005 referenčného a normatívneho typu (charakteristika modelu ISWE00q4),* 2001, Bratislava

[15]Tkáč, M. – Gavura, M. : *Econometric Model NBS*, Paper presented at the conference MACROMODELS' 99, December 1-4.1999, Rydzyna, Poland.

[16]Vagac, L. – Palenik, V. – Kvetan, V. – Krivanska, K. :*Trade Effects of EU Integration : The Case of the Slovak Republic*, ACE Phare Project, Bratislava 2001

Príloha

1. Rovnica dovozných cien

Metóda najmenších štvorcov

Dependent Variable: LPMGSR
Method: Least Squares
Date: 03/27/02 Time: 11:07
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.071803	0.205209	-19.84219	0.0000
LP4(-1)	1.169733	0.059620	19.61996	0.0000
UM97	0.107832	0.009860	10.93640	0.0000
UPM	0.105832	0.009616	11.00605	0.0000

R-squared	0.975555	Mean dependent var	0.071590
Adjusted R-squared	0.973026	S.D. dependent var	0.140949
S.E. of regression	0.023149	Akaike info criterion	-4.580531
Sum squared resid	0.015540	Schwarz criterion	-4.399136
Log likelihood	79.57877	F-statistic	385.7830
Durbin-Watson stat	1.956345	Prob(F-statistic)	0.000000

Výsledky Dickey-Fullerovho testu na integráciu vysvetľovaných a vysvetľujúcich premenných

ADF Test Statistic	-2.672138	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPMGSR,2)

ADF Test Statistic	-3.984631	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LP4,2)

Johansenov test na kointegráciu premenných

Date: 03/28/02 Time: 20:11
Sample: 1993:1 2001:2
Included observations: 32
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: LPMGSR LP4
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.373786	18.18022	15.41	20.04	None *
0.095225	3.202221	3.76	6.65	At most 1

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Metóda ECM

Dependent Variable: DLPMGSR
Method: Least Squares
Date: 03/28/02 Time: 16:17
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 1 iterations
DLPMGSR=C(1)+C(2)*DLP4+C(3)*(LPMGSR(-1)+C(4)*LP4(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.253695	0.396233	-0.640266	0.5270
C(2)	0.278944	0.158804	1.756525	0.0896
C(3)	0.003677	0.066616	0.055200	0.9564
C(4)	20.87944	404.9377	0.051562	0.9592

R-squared	0.115541	Mean dependent var	0.016775
Adjusted R-squared	0.024046	S.D. dependent var	0.026937
S.E. of regression	0.026611	Akaike info criterion	-4.301738
Sum squared resid	0.020537	Schwarz criterion	-4.120343
Log likelihood	74.97867	F-statistic	1.262805
Durbin-Watson stat	2.603601	Prob(F-statistic)	0.305467

2. Rovnica vývozných cien

Metóda najmenších štvorcov

Dependent Variable: LPEGSR
Method: Least Squares
Date: 03/25/02 Time: 16:57
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.423074	0.105014	-4.028741	0.0004
LPXI95(-1)	0.889944	0.015333	58.04141	0.0000
LP1(-1)	0.122293	0.029822	4.100796	0.0003
UPE	0.102197	0.006673	15.31565	0.0000

R-squared	0.995485	Mean dependent var	0.040641
Adjusted R-squared	0.995018	S.D. dependent var	0.128975
S.E. of regression	0.009104	Akaike info criterion	-6.447036
Sum squared resid	0.002403	Schwarz criterion	-6.265641
Log likelihood	110.3761	F-statistic	2131.227
Durbin-Watson stat	1.629440	Prob(F-statistic)	0.000000

Výsledky Dickey-Fullerovho testu na integráciu vysvetľovaných a vysvetľujúcich premenných

ADF Test Statistic	-3.097482	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPEGSR,2)

ADF Test Statistic	-3.676424	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPXI95,2)

ADF Test Statistic	-3.627308	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LP1,2)

Johansenov test na kointegráciu premenných

Date: 03/28/02 Time: 20:57
Sample: 1993:1 2001:2
Included observations: 29
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: LPEGSR LPXI95 LP1
Lags interval: 1 to 4

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.667356	46.49311	29.68	35.65	None **
0.386575	14.57332	15.41	20.04	At most 1
0.013735	0.401082	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Metóda ECM

Dependent Variable: DLPEGSR
Method: Least Squares
Date: 03/28/02 Time: 16:29
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 1 iterations
DLPEGSR=C(1)+C(2)*DLPXI95+C(3)*DLP1+C(4)*(LPEGSR(-1)+C(5)
*LPXI95(-1)+C(6)*LP1(-1))

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.178534	0.162306	-1.099983	0.2811
C(2)	1.082117	0.136260	7.941545	0.0000
C(3)	0.105549	0.070523	1.496651	0.1461
C(4)	-0.299539	0.133928	-2.236568	0.0338
C(5)	-0.945279	0.073346	-12.88797	0.0000
C(6)	-0.163596	0.146072	-1.119967	0.2726

R-squared	0.717841	Mean dependent var	0.015069
Adjusted R-squared	0.665590	S.D. dependent var	0.021711
S.E. of regression	0.012555	Akaike info criterion	-5.754435
Sum squared resid	0.004256	Schwarz criterion	-5.482343
Log likelihood	100.9482	F-statistic	13.73817
Durbin-Watson stat	2.216378	Prob(F-statistic)	0.000001

3. Rovnica dovozu tovarov a služieb

Metóda najmenších štvorcov

Dependent Variable: LMGSR
Method: Least Squares
Date: 03/25/02 Time: 16:54
Sample: 1993:1 2001:2
Included observations: 34

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.109002	0.322666	-3.437000	0.0017
LDOP	1.130243	0.064604	17.49482	0.0000
LPM1	-1.191179	0.124463	-9.570562	0.0000
UM	0.109338	0.013962	7.830851	0.0000

R-squared	0.978852	Mean dependent var	4.598062
Adjusted R-squared	0.976737	S.D. dependent var	0.253834
S.E. of regression	0.038715	Akaike info criterion	-3.555056
Sum squared resid	0.044965	Schwarz criterion	-3.375485
Log likelihood	64.43596	F-statistic	462.8639
Durbin-Watson stat	2.360853	Prob(F-statistic)	0.000000

Výsledky Dickey-Fullerovho testu na integráciu vysvetľovaných a vysvetľujúcich premenných

ADF Test Statistic	-4.251492	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LMGSR,2)

ADF Test Statistic	-4.356497	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LDOP,2)

ADF Test Statistic	-3.354763	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPM1,2)

Johansenov test na kointegráciu premenných

Date: 03/28/02 Time: 21:05
Sample: 1993:1 2001:2
Included observations: 29
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: LMGSR LDOP LPM1
Lags interval: 1 to 4

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.563546	33.60358	29.68	35.65	None *
0.280712	9.560470	15.41	20.04	At most 1
0.000178	0.005156	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Metóda ECM

Dependent Variable: DLMGSR
Method: Least Squares
Date: 03/28/02 Time: 16:20
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 1 iterations
DLMGSR=C(1)+C(2)*DLDOP+C(3)*DLPM1+C(4)*(LMGSR(-1)+C(5)
*LDOP(-1)+C(6)*LPM1(-1))+C(7)*T4+C(8)*UM

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.545211	0.263703	-2.067520	0.0492
C(2)	1.325319	0.073044	18.14415	0.0000
C(3)	-1.301384	0.165432	-7.866571	0.0000
C(4)	-0.368789	0.081078	-4.548587	0.0001
C(5)	-1.198025	0.127918	-9.365568	0.0000
C(6)	1.318666	0.248672	5.302833	0.0000
C(7)	0.090034	0.011720	7.682261	0.0000
C(8)	0.074586	0.008907	8.373823	0.0000

R-squared	0.969158	Mean dependent var	0.028373
Adjusted R-squared	0.960522	S.D. dependent var	0.130448
S.E. of regression	0.025919	Akaike info criterion	-4.260468
Sum squared resid	0.016795	Schwarz criterion	-3.897678
Log likelihood	78.29772	F-statistic	112.2248
Durbin-Watson stat	2.024235	Prob(F-statistic)	0.000000

4.Rovnica vývozu tovarov a služieb

Metóda najmenších štvorcov

Dependent Variable: LEGSR
Method: Least Squares
Date: 03/25/02 Time: 16:56
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.709266	0.123810	-21.88248	0.0000
LMDSK(-1)	0.708427	0.012033	58.87460	0.0000
DLPE1	-1.086957	0.111331	-9.763264	0.0000
T1	-0.088200	0.008543	-10.32387	0.0000
UE	0.104302	0.008575	12.16341	0.0000

R-squared	0.992116	Mean dependent var	4.567760
Adjusted R-squared	0.990989	S.D. dependent var	0.215691
S.E. of regression	0.020474	Akaike info criterion	-4.800560
Sum squared resid	0.011738	Schwarz criterion	-4.573817
Log likelihood	84.20925	F-statistic	880.8358
Durbin-Watson stat	1.925528	Prob(F-statistic)	0.000000

Výsledky Dickey-Fullerovho testu na integráciu vysvetľovaných a vysvetľujúcich premenných

ADF Test Statistic	-4.654172	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LEGSR,2)

ADF Test Statistic	-3.946889	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LMDSK,2)

ADF Test Statistic	-3.449054	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LPE1,2)

Johansenov test na kointegráciu premenných

Date: 03/28/02 Time: 21:14
Sample: 1993:1 2001:2
Included observations: 32
Test assumption: Linear deterministic trend in the data
Series: LEGSR LMDSK LPE1
Lags interval: 1 to 1

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.472765	32.53805	29.68	35.65	None *
0.313411	12.05458	15.41	20.04	At most 1
0.000686	0.021959	3.76	6.65	At most 2

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level
L.R. test indicates 1 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Metóda ECM

Dependent Variable: DLEGSR
Method: Least Squares
Date: 03/28/02 Time: 22:20
Sample(adjusted): 1993:2 2001:2
Included observations: 33 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 1 iterations
DLEGSR=C(1)+C(2)*DLMDSK+C(4)*(LEGSR(-1)+C(5)*LMDSK(-1)
+C(6)*LPE1(-1))+C(7)*T1+C(8)*UE

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.393924	0.668089	3.583240	0.0014
C(2)	0.394042	0.090210	4.368047	0.0002
C(4)	-0.704693	0.079425	-8.872441	0.0000
C(5)	-0.444643	0.045307	-9.813952	0.0000
C(6)	-0.967131	0.171289	-5.646185	0.0000
C(7)	-0.055024	0.012160	-4.525185	0.0001
C(8)	0.060341	0.008488	7.108792	0.0000

R-squared	0.915671	Mean dependent var	0.025748
Adjusted R-squared	0.896211	S.D. dependent var	0.080908
S.E. of regression	0.026066	Akaike info criterion	-4.270560
Sum squared resid	0.017665	Schwarz criterion	-3.953119
Log likelihood	77.46424	F-statistic	47.05280
Durbin-Watson stat	2.119057	Prob(F-statistic)	0.000000