

NEREVERZIBILNÝ MODEL PRISPÔSOBOVANIA CIEN BENZÍNU V SR[#]

IRREVERSIBLE MODEL OF GASOLINE PRICE ADJUSTMENT IN SLOVAKIA

SZOMOLÁNYI Karol, LUKÁČIK Martin, LUKÁČIKOVÁ Adriana

Abstract

In this paper we examine whether an increase in gasoline prices due to change in the price of gasoline in stock proceeds by the manufacturer and distributor in Slovakia as well as in the case of a fall in fuel prices. For the analysis of this fact, we use an irreversible model with correction term, in which the explanatory variable is divided into two variables, the positive and the negative differences implying a price increase and a price decrease. The test of compliance of the parameters for these variables verifies the symmetry of the pricing.

Key words: irreversible model, gasoline price adjustment, co-integration.

JEL Classification: L71, C22, C51.

Abstrakt

V tomto príspevku skúmame, či pri náraste ceny benzínu vplyvom zmeny jeho ceny na burze postupuje jeho výrobca a distribútor na Slovensku rovnako ako v prípade poklesu ceny benzínu. Pre analýzu tohto faktu využívame nereverzibilný model s korekčným členom, v ktorom je vysvetľujúca premenná rozdelená na dve premenné, na kladné diferencie reprezentujúce rast ceny a záporné diferencie znamenajúce pokles ceny. Testovaním zhody parametrov pri týchto premenných overíme symetriu tejto cenotvorby.

Kľúčové slová: nereverzibilný model, prispôsobovanie cien benzínu, kointegrácia.

Úvod

Výroba pohonných hmôt na Slovensku je monopolnou záležitosťou akciovej spoločnosti Slovnaft, ktorej hlavným akcionárom je maďarská rafinárska spoločnosť MOL. Zároveň ako hlavný distribútor benzínov a nafty pre väčšinu predajcov pohonných hmôt kontroluje spoločnosť Slovnaft ceny benzínov a nafty na Slovensku. V období nemeniaceho sa zdanenia benzínu štátom je hlavným dôvodom pre pohyb cien výrazná zmena kurzu amerického dolára, za ktorý sa nakupuje bázičná surovina na výrobu benzínu ropa, a najmä zmena ceny ropy resp. benzínu na svetových trhoch. Podľa odborníkov zaoberajúcich sa slovenským trhom benzínu, krátkodobé zmeny cien reflektujú zmeny cien benzínu na burze v Rotterdame.¹⁰

Pohyby cien pohonných hmôt a najmä ich rast sú v každej krajine vnímané obyvateľstvom veľmi citlivo, lebo predstavujú kľúčový faktor, ktorý určuje cenu dopravy. Dopravné služby

[#] Článok je spracovaný ako jeden z výstupov výskumného projektu Analýza hospodárskych cyklov v ekonomikách eurozóny (so zreteľom na špecifiká slovenskej ekonomiky) s využitím ekonometrických a optimalizačných metód registrovaného agentúrou VEGA na Slovensku pod evidenčným číslom 1/0595/2011.

¹⁰ Autori ďakujú za spoluprácu Tomášovi Novotnému z portálu natankuj.sme.sk

zasa ako nezanedbateľná zložka vstupujú do cenotvorby väčšiny ostatných tovarov a služieb. Preto je každé zvyšovanie cien benzínu vnímané veľmi negatívne a pokles cien pohonných hmôt naopak zvyčajne prehliadaný. Tento psychologický aspekt sa pravdepodobne premieta aj do názoru, že reakcia pri úprave cien benzínu nie je rovnaká v prípade poklesu cien na burze (respektíve svetových trhoch) ako v prípade jej nárastu. A práve tento názor bude predmetom skúmania v našom príspevku.

Literárny prehľad

Na skúmanie asymetrie tvorby cien pohonných hmôt existuje viacero rôznych prístupov. Bacon (1991) ukázal, že reakcia britských maloobchodných predajcov benzínu bola v období rokov 1982-1989 (analyzoval polmesačné údaje) rýchlejšia a intenzívnejšia, ak ceny benzínu na burzách rástli. Reilly a Witt (1998) potvrdili asymetrický priebeh cien na britskom trhu benzínu. Využili mesačné údaje maloobchodných cien benzínu, ropy a výmenného kurzu dolára a britskej libry v období od januára 1982 do júna 1995. Z ich odhadov vyplýva, že 10% pokles ceny ropy zapríčini 1,9% pokles maloobchodnej ceny, kým rovnaký nárast ceny ropy zapríčini až 4,1% nárast maloobchodnej ceny benzínu. Dlhodobá reakcia sa v oboch prípadoch rovná 5,8%.

Karrenbrock (1991) ukázal, že zvýšenie veľkoobchodných cien benzínu sa na americkom trhu realizuje rýchlejšie ako zníženie. Borenstein a Sheppard (1996) potvrdili asymetriu v tvorbe maloobchodných cien na americkom trhu benzínu. Využili priemerné mesačné ceny v 43 mestách v období 1981-1996. Borenstein, Cameron a Gilbert (1997) ukázali, že ceny benzínu reagujú asymetricky vzhľadom na nárasty a poklesy cien ropy. Asymetriu na trhu benzínu potvrdili aj Galeoti, Lanza a Manera (2003).

Manning (1991) – s využitím mesačných údajov cien ropy a maloobchodných cien benzínu v období 1973-1988 – dospel k záveru, že cenová asymetria vo Veľkej Británii je síce prítomná ale prejavuje sa krátkodobo. Godby, Lintner Stengos a Wandschneider (2000) zamietli hypotézu asymetrického prispôsobenia cien benzínu na kanadskom trhu. Bachmeier a Griffin (2003) zamietli hypotézu asymetrického priebehu denných cien benzínu pozorovaných na svetových burzách vzhľadom na priebeh cien ropy. Bettendorf, Geest a Varkevisser (2003) skúmali prispôbovanie maloobchodných cien na holandskom trhu benzínu. Podľa nich (ne)zamietnutie hypotézy asymetrie závisí od výberu údajov podľa toho, v ktorom dni v týždni sa realizujú pozorovania.

Súčasný stav poznania ponúka niekoľko teórií vysvetľujúcich asymetriu. Borenstein, Cameron a Gilbert (1997) navrhli tri možné teórie vysvetlenia asymetrických reakcií cien benzínu:

- teóriu oligopolistickej koordinácie,
- produkčné a skladovacie náklady prispôsobenia,
- teóriu hľadania.

V rámci metodiky našej analýzy využívame testovanie jednotkového koreňa pomocou rozšíreného Dickeyho-Fullerovho testu, publikovaného v práci Dickeyho a Fullera (1981). Model s korečným členom odhadujeme dvojkrokovou procedúrou Engla a Grangera (1987). Pre robustnosť analýzy sme uvažovali aj procedúru navrhnutú Johansenom (1988). Na odhad a testovanie sme využili ekonometrický softvér EViews, v ktorom problematiku testovania jednotkového koreňa, kointegrácie a odhadu modelov s korečným členom reverzibilných ako aj nereverzibilných modelov podrobne popisuje Vogelvang (2005).

Metodika

Na analýzu problému sme zvolili autoregresný model s rozloženým oneskorením, ktorý môžeme pre jedno oneskorenie zapísať vo všeobecnom tvare:

$$y_t = \beta_0 + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

kde y_t – vysvetľovaná premenná, ktorou je priemerná týždňová cena benzínu v čase t ,
 x_t – vysvetľujúca premenná, ktorou je priemerná týždňová cena benzínu na burze v čase t ,
 u_t – stochastický člen modelu v čase t .

Dôvodom na použitie tohto typu modelu na týždenných údajoch je dynamickosť procesu, ktorý je charakteristický pre zmeny cien benzínu. Druhým dôvodom je, že uvedený model sa dá prepísať do tvaru modelu s korekčným členom:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \gamma_0 \Delta x_t + (\beta_1 - 1) \left[y_{t-1} - \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{1 - \beta_1} x_{t-1} \right] + u_t, \quad (2)$$

ktorý obsahuje premenné v pôvodných úrovniach aj ich diferencie a umožňuje nám skúmať súčasne dlhodobý rovnovážny vývoj spolu s dynamikou prispôbovania sa rovnováhe.

Ak kladná jednotková zmena vo vysvetľujúcej premennej má rovnaký vplyv na závislú premennú ako záporná jednotková zmena tej istej premennej, tak sa model považuje za reverzibilný. Takým modelom je aj model (2).

Ak toto ohraňenie o zhode vplyvu pozitívnej a negatívnej zmeny nie je splnené, tak by sme na odhad mali použiť nereverzibilný model s korekčným členom:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \gamma_0^+ \Delta^+ x_t + \gamma_0^- \Delta^- x_t + (\beta_1 - 1) \left[y_{t-1} - \frac{(\gamma_0^+ + \gamma_0^-)}{1 - \beta_1} x_{t-1} \right] + u_t, \quad (3)$$

kde $\Delta^+ x_t$ – vysvetľujúca premenná, kladná prvá diferencia popisujúca rast ceny benzínu na burze,
 γ_0^+ – parameter pri kladnej prvej diferencii,
 $\Delta^- x_t$ – vysvetľujúca premenná, záporná prvá diferencia popisujúca pokles ceny benzínu na burze,
 γ_0^- – parameter pri zápornej prvej diferencii.

Testovaním zhody parametrov pri prvých diferenciách rastu a poklesu hypotézou $\gamma_0^+ = \gamma_0^-$ pomocou Waldovho testu overíme symetriu cenotvorby benzínu na Slovensku. V prípade, ak zamietneme nulovú hypotézu a potvrdí sa vzťah $\gamma_0^+ > \gamma_0^-$, tak reakcia pri úprave cien benzínu je v prípade poklesu cien benzínu na burze v Rotterdame slabšia ako v prípade jej nárastu.

Výsledky a diskusia

Testovanie jednotkového koreňa premenných použitých pri analýze pomocou Dickeyho-Fullerovho testu potvrdilo predpoklad o nestacionarite týchto premenných. Obe premenné, cenu benzínu na Slovensku aj na burze v Rotterdame, je potrebné raz diferencovať, aby sme získali stacionárne rady. Tým je splnená podmienka pre použitie Englovej a Grangerovej (EG) procedúry. V rámci nej v prvom kroku odhadneme dlhodobý vzťah medzi premennými.

Tabuľka 1 – Výsledky odhadu dlhodobého vzťahu – 1. krok EG procedúry

$$\hat{y}_t = 0,9287 + 0,8798x_t$$

<i>s.d.</i>	(0,018)	(0,044)	$R^2 = 0,742$	$F = 395,9$
<i>t-stat</i>	[52,54]	[19,90]	$n = 140$	$DW = 0,129$

Zdroj: vlastné výpočty

Následne použijeme reziduály odhadu dlhodobého vzťahu oneskorené o jedno obdobie ako vysvetľujúcu premennú v modeli s korekčným členom (3), kde nahradia lineárnu kombináciu premenných v hranatej zátvorke. V tabuľke 2 je reziduál označený ako *eg*.

Tabuľka 2 – Výsledky odhadu modelu s korekčným členom – 2. krok EG procedúry

$\Delta y_t =$	0,0004 +	0,626 Δy_{t-1} +	0,134 $\Delta^+ x_t$ +	0,294 $\Delta^- x_t$ -	0,030 eg_{t-1}		
<i>s.d.</i>	(0,001)	(0,049)	(0,073)	(0,054)	(0,013)	$R^2 = 0,719$	$F = 85,05$
<i>t-stat</i>	[0,505]	[12,69]	[1,843]	[5,402]	[-2,26]	$n = 138$	$DW = 2,166$

Zdroj: vlastné výpočty

Iné preverované špecifikácie modelu s korekčným členom vykazujú horšie charakteristiky ako prezentovaný model. Testovaním zhody parametrov pri prvých diferenciách rastu a poklesu, sme zistili, že hodnota štatistiky Waldovho testu sa rovná 2,288, čo je menej ako kritická hodnota, a preto nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu, že reakcia pri úprave cien benzínu je rovnaká v prípade poklesu aj nárastu cien benzínu na burze v Rotterdame. Prekvapujúco nízku hodnotu má koeficient prispôsobovania sa (parameter pri oneskorených reziduáloch), čo by znamenalo výrazne dlhý čas návratu k dlhodobému rovnovážnemu stavu.

Z tabuľky 1 je na základe Durbinovej-Watsonovej štatistiky (*DW*) zrejmé, že reziduály reprezentujúce náhodné zložky dlhodobého vzťahu sú vzájomne korelované, a keďže autokorelácia by mohla ovplyvniť závery, tak celý postup Englovej a Grangerovej procedúry zopakujeme, pričom v prvom kroku odhadneme model bez autokorelácie náhodnej zložky.

Tabuľka 3 – Výsledky odhadu dlhodobého vzťahu bez autokorelácie – 1. krok EG procedúry

$\hat{y}_t =$	0,0254 +	1,563 y_{t-1} -	0,593 y_{t-2} +	0,075 x_t +	0,175 x_{t-1} -	0,222 x_{t-2}		
<i>s.d.</i>	(0,013)	(0,058)	(0,056)	(0,033)	(0,050)	(0,035)	$R^2 = 0,995$	$F = 4889$
<i>t-stat</i>	[0,045]	[26,83]	[-10,5]	[2,245]	[3,541]	[-6,28]	$n = 138$	$DW = 2,105$

Zdroj: vlastné výpočty

Následne použijeme reziduály oneskorené o jedno obdobie ako vysvetľujúcu premennú v modeli s korekčným členom (3), kde nahradia lineárnu kombináciu premenných v hranatej zátvorke. V tabuľke 4 je reziduál označený ako *e*.

Tabuľka 4 – Výsledky odhadu modelu s korekčným členom – 2. krok EG procedúry

$\Delta y_t =$	0,0005 +	0,687 Δy_{t-1} +	0,151 $\Delta^+ x_t$ +	0,295 $\Delta^- x_t$ -	0,184 e_{t-1}		
<i>s.d.</i>	(0,0009)	(0,060)	(0,073)	(0,055)	(0,108)	$R^2 = 0,715$	$F = 82,86$
<i>t-stat</i>	[0,550]	[11,38]	[2,071]	[5,317]	[-1,71]	$n = 137$	$DW = 1,916$

Zdroj: vlastné výpočty

Iné preverované špecifikácie modelu s korekčným členom vykazujú horšie charakteristiky ako prezentovaný model. Testovaním zhody parametrov pri prvých diferenciách rastu a poklesu sme zistili, že hodnota štatistiky Waldovho testu sa rovná 1,823, čo je menej ako kritická hodnota, a preto nemôžeme zamietnuť nulovú hypotézu, že reakcia pri úprave cien benzínu je rovnaká v prípade poklesu aj nárastu cien benzínu na burze v Rotterdame.

K rovnakému záveru sme dospeli, aj keď sme sa pokúsili nahradiť Englovu a Grangerovu procedúru postupom, ktorý navrhol Johansen.

Pri analýze sme preverovali dynamiku až do úrovne štyroch týždňov a modifikovali rôzne kombinácie vysvetľujúcich premenných, aby sme preverili prípadné časové oneskorenie reakcií jedného typu. Výsledok bol vždy totožný ako v prezentovaných modeloch, keď bol daný model akceptovateľný zo štatistického hľadiska. Paradoxne boli hodnoty parametrov pri premenných reprezentujúcich pokles ceny na burze v súčte vo všetkých prípadoch vyššie ako pri premenných reprezentujúcich rast ceny na burze v Rotterdame.

Protichodný výsledok v porovnaní s väčšinou uvádzaných analýz môže byť spôsobený použitou frekvenciou dát, na čo upozorňujú niektorí autori. Týždenné údaje nemusia postačujúco zvýrazniť celý proces reakcie ceny prípadne naopak môžu sa zamerať príliš podrobne na proces prispôbovania, ale proti tomuto názoru môžeme postaviť závery analýz využívajúce denné alebo ešte častejšie mesačné údaje (pozri literárny prehľad).

Takisto použitá metodológia môže byť spochybnená ako nevhodná na takýto typ analýzy, ale zohľadniac všetky štatistické požiadavky na model, predstavoval nereverzibilný model s korekčným členom vhodný postup modelovania nestacionárnych časových radov.

Samozrejme, dominantný producent a distribútor benzínov nemusí orientovať svoj záujem na zisk plynúci z krátkodobých asymetrických zmien ceny, ale pri stálom pozvoľnom raste ceny benzínu môže dlhodobo nadhodnocovať reakciu oproti svetovým trhom. Z modelov v tabuľkách 1 a 3 nemôžeme takýto záver potvrdiť, lebo dlhodobý parameter pri cene na burze je v oboch prípadoch (0,88 a 0,93) menší ako jedna. V prípade aplikácie Johansenovej procedúry na odhad modelu (3) výsledný parameter túto hodnotu prekročil (1,16).

Záver

V našom príspevku je predmetom skúmania názor, že reakcia pri úprave cien benzínu nie je rovnaká v prípade poklesu cien na burze (respektíve svetových trhoch) ako v prípade jej nárastu. Na analýzu sme využili reverzibilný model s korekčným členom a asymetriu reakcie sme testovali porovnaním parametrov pri premenných zodpovedajúcich rastu a poklesu ceny benzínu na svetových trhoch. Výsledok testovania nezamietol hypotézu, že reakcia pri úprave cien benzínu je rovnaká v prípade poklesu aj nárastu cien benzínu na burze.

Literatúra

- [1] BACHMEIER, L. J., GRIFFIN, J. M. 2003. New evidence on asymmetric gasoline price responses. *Review of economics and statistics*, August 2003, vol. 85, no. 3, pp. 772-6. ISSN 0034-6535.
- [2] BACON R. W, 1991. Rockets and Feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. *Energy Economics*, July 1991, vol. 13, no. 3. pp. 211-218. ISSN 0140-9883.
- [3] BETTENDORF, L., van der GEEST, S. A., VARKEVISSER, M. 2003. Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market. *Energy Economics*, Nov. 2003, vol. 25. no. 6. pp. 669-89. ISSN 0034-6535.
- [4] BORENSTEIN, S., CAMERON, A. C., GILBERT, R. 1997. Do gasoline prices respond asymmetrically to crude oil price changes? *The Quarterly Journal of Economics*, February 1997, vol. 112, no. 1, pp 305-39. ISSN 0033-5533.
- [5] BORENSTEIN, S., SHEPPARD, A. 1996. Dynamic pricing in retail gasoline markets. *The RAND Journal of Economics*, Autumn 1996, vol. 27, no. 3, pp 429-451. ISSN 1756-2171.

- [6] BORENSTEIN, S., SHEPPARD, A. 2002. Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets. *The RAND Journal of Economics*, Spring 2002, vol. 33, no. 1, pp 116-39. ISSN 1756-2171.
- [7] DICKEY, D. A., FULLER, W. A. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, June 1981, vol. 49, no. 4, pp. 1057-1072. ISSN 0012-9682.
- [8] ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. 1987. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, March 1987, vol. 55, no. 2, pp. 251-276. ISSN 0012-9682.
- [9] GALEOTTI, M., LANZA, A., MANERA, M. 2003. Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. *Energy Economics*, March 2003, vol. 25, no. 2, pp 175-90. ISSN 0034-6535.
- [10] GODBY R., LINTNER, A. M., STENGOS, T., WANDSCHNEIDER, B. 2000. Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market. *Energy Economics*, vol. 22, no. 3, pp 349-368. ISSN 0034-6535.
- [11] JOHANSEN, S. 1988. Statistical Analysis of Co-integration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, vol. 12, no. 2-3, pp. 231-254. ISSN 0165-1889.
- [12] KARRENBLOCK, J. D. 1991. The Behavior of Retail Gasoline Prices: *Symmetric or Not?* *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July 1991, vol. 25 no. 2, pp 19-29
- [13] MANNING, D. N. 1991. Petrol prices, oil prices rises and oil price falls: some evidence for the UK since 1972, *Applied Economics*, Sep. 1991, vol. 23 no.9, pp 1535-41. ISSN 0003-6846
- [14] REILLY, B., WITT, R. 1998. Petrol price asymmetries revisited. *Energy Economics*, June 1998, vol. 20 no. 3, pp 297-308. ISSN 0034-6535.
- [15] VOGELVANG, B. 2005. *Econometrics: Theory and Applications with EViews*. 1st ed. Harlow: Prentice Hall / Addison Wesley 2005. 379 p. ISBN 0-273-68374-8.

Adresa autorov:

Ing. Karol Szomolányi, PhD., Ing. Martin Lukáčik, PhD., Ing. Adriana Lukáčiková, PhD.
 Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky / Katedra operačného výskumu a ekonometrie, Dolnozemska 1/b, 851 03 Bratislava, Slovenská republika, Tel.: +421 +2 6729 5822, +421 +2 6729 5829, e-mail: szomolan@euba.sk, lukacik@euba.sk, istvanik@euba.sk