



Vplyv cien ropy na ceny elektriny a plynu

Roman Vrbovský
Národná banka Slovenska

Pri odvodzovaní cien energií – plynu či elektriny – sa zvykne za rozhodujúci faktor považovať vývoj cien ropy. Účelom tohto príspevku je snaha o konkrétnu kvantifikáciu tohto vzťahu prostredníctvom ekonometrických metód. Zároveň sa sleduje, ako sa tento vzťah mení v čase. Pri snahe o kvantifikáciu vzťahu medzi cenami ropy a cenami energií s využitím ekonometrických modelov je nevyhnutné na úvod zadefinovať základnú podobu modelu. Od tej sa neskôr môžu odvíjať pokročilejšie prístupy, ktoré ju budú prehľbovať a ďalej rozširovať. Keďže v nasledujúcom texte chceme zároveň skúmať zmenu tohto vzťahu v čase, je nutné špecifikovať, či pôjde o zmeny diskkrétne alebo kontinuálne, a ktorým ďalším parametrom modelu bude umožnená časová variabilita.

1 Pre hlbšie štúdium problematiky sa odporúča napr. Frühwirth-Schnatter (2006).
2 State space models.

METODIKA

Pri skúmaní vplyvu cien ropy na ceny elektriny a plynu a zároveň vplyvu zmien v týchto vzťahoch v priebehu času je možné oprieť sa o široké spektrum rozličných nástrojov. Najintuitívnejší prístup vyplýva z jednoduchej regresie (metódou najmenších štvorcov), kde ako závislá premenná budú vystupovať ceny komodity elektriny (resp. plynu), zatiaľ čo vysvetľujúcimi premennými budú ceny ropy, konštanta a závislá premenná s jedným oneskorením (autoregresný člen prvého rádu). Koeficienty v takto zostavenej rovnici je potom možné podrobiť testom z pohľadu štrukturálnych zlomov, predovšetkým v súvislosti s koeficientom pri cenách ropy. V ideálnom prípade by sme dopredu tušili, v ktorých obdobiach očakávať štrukturálne zlomy, a testy aplikovali priamo na ne. Je však možné využiť tiež varianty testov hľadajúce najpravdepodobnejšie miesta výskytu zlomov, ako aj ich počet. Typickým príkladom je metóda predstavená v Bai, Perron (1998). Na základe výsledkov testov sa následne pristúpi k rozdeleniu pôvodnej vzorky na dve alebo viac období a model sa odhadne zvlášť pre každé z nich. Ak nie je pre každé obdobie k dispozícii dostatočný počet pozorovaní alebo ak chceme sledovať zmeny iba v jednom parametre, môžeme alternatívne pristúpiť k použitiu dummy premenných indikujúcich príslušnosť k danému časovému úseku.

Sofistikovanejší prístup k tejto problematike poskytujú Markov Switching modely. Predpokladajú, že premenné modelu sa vyskytujú v dvoch alebo viacerých režimoch (stavoch) a parametre modelu závisia od toho, v ktorom sa práve nachádzajú. Medzi jednotlivými stavmi je možné voľne prechádzať a pravdepodobnosť, že sa nachádzame v danom režime, závisí iba od toho, v akom režime sme sa nachádzali v predchádzajúcom období. Tieto modely poskytujú možnosť niektoré koeficienty zafixovať a zvyšným umožniť zmeny naprieč stavmi, vrátane rozptylu. Najčastejšie sa používajú v kontexte rozlišovania období s väčšou a menšou volatilitou premenných, prípadne

recesii a období ekonomického rastu. Na účely tejto práce pomôžu zachytiť obdobia so silnejším a slabším efektom cien ropy na ceny elektriny (resp. plynu).¹

Doteraz sme teda koeficientom umožnili meniť sa vo vopred stanovených časových obdobiach, poprípade preskakovať medzi niekoľkými stavmi. Ako nadstavbu si môžeme predstaviť prístupy umožňujúce parametrom neobmedzený vývoj v priebehu celej vzorky, ktorú máme k dispozícii. Medzi nástroje poskytujúce takéto možnosti patria tzv. stavové modely². Tie sa vo všeobecnosti používajú na modelovanie nepozorovaných premenných – chýb pozorovaní, cyklov, trendov, či v našom prípade koeficientov podliehajúcich nejakému náhodnému procesu. Stavový model s časovo premennými koeficientmi by sme mohli zapísať ako:

$$y_t = x_t \theta_t + z_t \beta + \varepsilon_t; \quad \theta_t = \theta_{t-1} + \eta_t$$

Prícom prvú rovnicu označujeme ako rovnicu pozorovaní a druhú ako stavovú rovnicu. Platí, že y_t je závislá premenná (v tomto prípade cena elektriny, resp. plynu), x_t je matica $n \times m_1$ vysvetľujúcich premenných s koeficientmi meniacimi sa v čase (stavmi), ktoré tvoria vektor θ_t s veľkosťou $m_1 \times 1$. Premenné, ktorých koeficienty považujeme za fixné v čase, sú označené ako matica z_t ($n \times m_2$) a ich koeficienty predstavujú vektor β s veľkosťou $m_2 \times 1$. Dokopy je k dispozícii $m_1 + m_2 = m$ vysvetľujúcich premenných vrátane konštanty a n je počet pozorovaní. Zároveň platí, že chyby ε_t a η_t majú normálne rozdelenie a navzájom sú nezávislé.

Vzhľadom na to, že máme k dispozícii tri nezávislé premenné – konštantu, cenu ropy a autoregresný člen, boli uvažované typy modelov, kde sa mohli v čase meniť koeficienty v prípade všetkých regresorov, konštanty a cien ropy, autoregresného člena a cien ropy, iba cien ropy.

Rozptyly náhodných zložiek boli považované za fixné v čase. Algoritmus na výpočet (optima-



3 Bližšie túto tému rozoberajú napríklad Hamilton (1994) alebo Koop, Korobilis (2012).

lizáciu) sa označuje ako Kalmanov filter. Ten si vyžaduje nastavenie počiatkových hodnôt jednotlivých parametrov modelov (ktoré môžeme čerpať buď z teórie, alebo z predošlých empirických výsledkov). V závislosti od toho, ako citlivo výsledky modelu reagujú na zmenu počiatkových hodnôt, vyhodnocujeme robustnosť modelu.³

Posledným rozšírením, ktoré sa v tejto súvislosti núka, je upustenie od predpokladu v čase konštantného rozptylu náhodných zložiek. Vychádzajú z Primiceri (2005), stavové rovnice z predchádzajúceho odseku prepíšeme do podoby:

$$y_t = x_t \theta_t + e^2 \varepsilon_t; \quad \theta_t = \theta_{t-1} + \sigma_\theta \eta_t; \quad h_t = h_{t-1} + \sigma_h v_t.$$

Na rozdiel od predchádzajúcej špecifikácie teda predpokladáme, že všetky koeficienty sa môžu meniť v čase a spolu s nimi aj rozptyl náhodných chýb (posledná vlastnosť sa označuje aj ako stochastická volatilita). Vzhľadom na množstvo parametrov, ktoré bude v tomto prípade nutné odhadnúť, je výhodnejšie použiť na odhad bayesiánske metódy, konkrétne Gibbsov vzorkovač. Na tento účel je nevyhnutné špecifikovať apriórne rozdelenie parametrov, ktorým bude inverzné Gamma rozdelenie s parametrami:

$$\sigma_\theta^2 \sim IG(5,0.005); \quad \sigma_h^2 \sim IG(5,0.5).$$

Tieto východiskové hodnoty umožnia naštartovať Gibbsov vzorkovač, ktorý iteratívnym spôsobom v každom kroku vyberá nové hodnoty parametrov na základe predchádzajúcich, až kým neskonverguje. Výsledky môžu byť teda do istej miery závislé od kalibrácie apriórneho rozdelenia.

DÁTA

Podklad na analýzu predstavujú denné dáta o cene elektriny v Nemecku (Phelix) v eurách a o cene zemného plynu v Nemecku (NCGI) v eurách, konvertované na mesačné priemery. Vysvetľujúcou premennou sú mesačné priemery cien surovej ropy Brent v eurách. Všetky premenné vystupujú v modeloch ako medziročná dynamika, aby bola zabezpečená ich stacionarita. Dáta o elektrine sú k dispozícii od februára 2005 (resp. 2006 po transformácii na medziročnú dynamiku) do augusta 2018 a o zemnom plyne od novembra 2010 (resp. 2011) do augusta 2018. Všetky príslušné modely pracujú s touto vzorkou, skrátenou o jedno obdobie, keďže zahŕňajú oneskorenú hodnotu prvého rádu.

VÝSLEDKY

Regresná rovnica

Odhad prostredníctvom metódy najmenších štvorcov a následná aplikácia testov štrukturálneho zlomu ukázali, že v prípade elektriny prišlo k zmene koeficientu príslušajúceho k cene ropy v dvanástom mesiaci roku 2008, zatiaľ čo v prípade plynu ide o ôsmy mesiac roku 2015. Keďže pre všetky vzorky bol k dispozícii dostatočný počet

pozorovaní, pristúpilo sa k odhadu samostatných modelov pre každý časový úsek.

Ako je možné vidieť z tabuľky 1, v oboch prípadoch sa predpoklady o štrukturálnych zlomoch ukázali ako opodstatnené. V prípade elektriny nastáva po dvanástom mesiaci roku 2008 výrazné zníženie vplyvu ceny ropy na cenu elektriny, zatiaľ čo v prípade plynu ide po ôsmom mesiaci 2015 o opačnú situáciu. Zároveň sa nedajú prehľadnúť zmeny aj v ostatných koeficientoch a dokonca aj smerodajnej odchýlky náhodných zložiek. Jediný koeficient, ktorý je priebehom času minimálne poznačený, je oneskorená hodnota cien elektriny. Za povšimnutie tiež stojí odhadnutý negatívny vzťah medzi cenami zemného plynu a cenami ropy v období od novembra 2011 do júla 2015. Tento koeficient je však štatisticky nevýznamný, čo znamená, že je neodlíšiteľný od nuly, a preto mu nie je nutné venovať ďalšiu pozornosť.

Markov Switching modely

Druhá predstavená metóda poskytovala pomerne širokú škálu rôznych modelových špecifikácií. V prvom rade bolo nutné určiť, ktoré koeficienty sa budú medzi stavmi prepínať (a ktoré zostanú fixné) a tiež či bude dochádzať k zmenám v rozptyle. Zo všetkých možných kombinácií boli vybraté po jednej najlepšej pre každú závislú premennú, bez ohľadu na výsledky poskytnuté prvou metódou. Rozhodujúcimi faktormi boli robustnosť modelov a minimalizácia informačných kritérií. V oboch prípadoch bol počet režimov stanovený na dva.

Tabuľka 2 ukazuje, že v prípade cien elektriny bol zvolený model, v ktorom sa v čase menia všetky koeficienty, s výnimkou autoregresného člena. Výsledky sú vo veľkej miere podobné tým, ktoré poskytli oddelené regresné rovnice, čo potvrdzu-

Tabuľka 1 Ceny elektriny a plynu metódou najmenších štvorcov

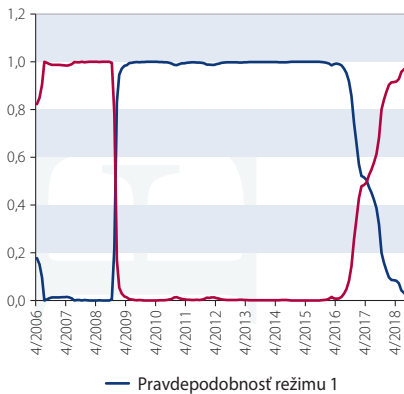
| | Elektrina – koeficienty | | | Plyn – koeficienty | | |
|-----------------------------|-------------------------|------------|------------|--------------------|-----------|-----------|
| | celá vzorka | do 11/2008 | po 12/2008 | celá vzorka | do 7/2015 | po 8/2015 |
| Konštanta | -0,65 | -6,32 | -0,91 | 0,69 | -0,48 | -0,73 |
| Ropa | 0,32 | 0,94 | 0,23 | 0,24 | -0,10 | 0,40 |
| AR(1) | 0,71 | 0,60 | 0,68 | 0,75 | 0,93 | 0,62 |
| Smerodajná odchýlka rezíduí | 20,26 | 29,42 | 15,59 | 9,37 | 7,12 | 9,32 |

Tabuľka 2 Odhad prostredníctvom Markov Switching modelov

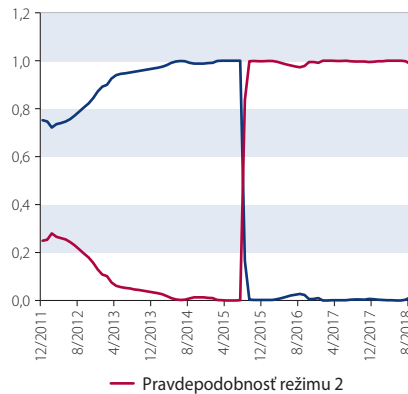
| | Elektrina – koeficienty | | Plyn – koeficienty | |
|-----------------------------|-------------------------|---------|--------------------|---------|
| | Režim 1 | Režim 2 | Režim 1 | Režim 2 |
| Konštanta | -1,91 | -5,43 | -0,70 | |
| Ropa | 0,20 | 0,76 | -0,09 | 0,40 |
| AR(1) | 0,65 | | 0,93 | 0,62 |
| Smerodajná odchýlka rezíduí | 14,23 | 25,91 | 7,91 | |



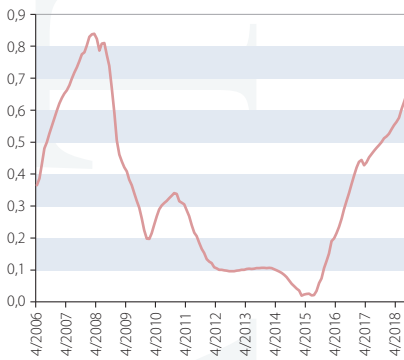
Obrázok 1 Elektrina a pravdepodobnosti režimov



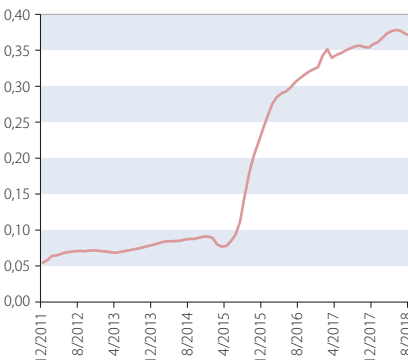
Obrázok 2 Plyn a pravdepodobnosti režimov



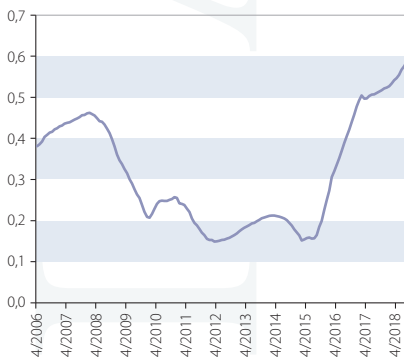
Obrázok 3 Vplyv cien ropy na ceny elektriny, stavový model



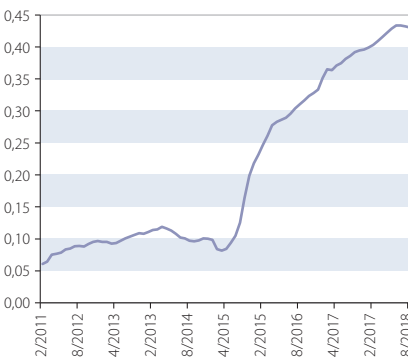
Obrázok 4 Vplyv cien ropy na ceny plynu, stavový model



Obrázok 5 Vplyv cien ropy na ceny elektriny, bayesiánsky prístup



Obrázok 6 Vplyv cien ropy na ceny plynu, bayesiánsky prístup



Zdroj: Vlastné výpočty.

4 Východiskové hodnoty koeficientov slúžiace na odhad jednotlivých typov modelov boli kalibrované na základe výsledkov jednoduchých regresných rovníc, odhadnutých na celej vzorke. Zároveň boli tieto modely odhadnuté ďalších tisíckrát, pričom štartovné hodnoty boli vždy náhodne vygenerované z rovnomerného rozdelenia pravdepodobnosti. Práve na základe konzistentnosti týchto výsledkov bola posudzovaná robustnosť modelov.

je aj obrázok 1, prezentujúci pravdepodobnosti jednotlivých režimov. Režim 1 zodpovedá obdobiu, keď zoslabol efekt cien ropy na ceny elektriny, zatiaľ čo režim 2 predstavuje obdobie silnejších vzťahov. K prepnutiu medzi týmito dvomi stavmi dochádza na konci roku 2008. Zaujímavé však je, že model vyhodnotil časový úsek na konci vzorky (približne od začiatku roku 2017) za obdobie postupného návratu do režimu 2. Z toho by vyplývalo, že vzťah medzi cenami ropy a cenami elektriny v priebehu posledného roka a pol opäť postupne

silnie. Testy štruktúrneho zlomu z predchádzajúceho odseku však tento jav zachytiť nedokázali.

V prípade cien plynu nachádzame taktiež množstvo podobností s výsledkami získanými prvým prístupom. Zvolený Markov Switching model necháva v čase fixnú tak konštantu, ako aj smerodajnú odchýlku náhodných zložiek. Tie sa síce v rámci samostatných regresných rovníc odlišujú, nedá sa však hovoriť o zásadných rozdieloch. Ostatné koeficienty takmer úplne kopírujú predchádzajúce výsledky. Konzistentné je tiež obdobie, v ktorom dochádza k prechodu z režimu jedna (slabý efekt cien ropy, štatisticky neodlišiteľný od nuly) do režimu dva (silnejší efekt). Ide o siedmy až ôsmy mesiac roku 2015, presne tak, ako tvrdia testy štruktúrneho zlomu. Na rozdiel od cien elektriny dostupné dáta neindikujú, že by dochádzalo k návratu naspäť do pôvodného režimu.

Stavový model

Odhad prostredníctvom stavových modelov poskytoval štyri rôzne možnosti ich špecifikácie. Podobne ako v predchádzajúcom prípade sa pri výbere modelov zohľadňovala ich robustnosť (citlivosť výsledkov na zmenu počiatočných podmienok⁴) a snaha o minimalizovanie informačných kritérií. Pre obe závislé premenné vyšla ako najvhodnejšia špecifikácia tá, ktorá umožňovala zmenu koeficientu v priebehu času iba cenám ropy. Tabuľka 3 zachytáva koeficienty (spolu so smerodajnou odchýlkou náhodných zložiek), ktoré v priebehu času zostávajú konštantné.

Tabuľka 3 Odhady stavových rovníc

| | Elektrina | Plyn |
|-----------------------------|-----------|-------|
| Konštanta | -2,91 | -0,62 |
| AR(1) | 0,61 | 0,71 |
| Smerodajná odchýlka rezíduí | 18,51 | 8,66 |

Konštanta v prípade cien elektriny spolu s autogresným členom a odchýlkou náhodných chýb v prípade cien plynu korešpondujú s predchádzajúcimi výsledkami. Na účely tejto práce sú však najdôležitejšie odhady v spojení s cenami ropy. Na rozdiel od predošlých metód nemáme k dispozícii niekoľko diskretných hodnôt, ale celé časové rady koeficientov (obr. 3 a 4).

Vplyv cien ropy na ceny elektriny odhadnutý stavovým modelom do určitej miery korešponduje s predchádzajúcimi zisteniami a zároveň ich dopĺňa. Na začiatku vzorky je výrazný, drží sa na hodnotách 0,7 až 0,8, no ku koncu roka 2008 nastáva prepád. Postupom času je efekt takmer nulový. V priebehu rokov 2016 a 2017 však postupne silnie a vracia sa k hodnotám z roku 2007. Tento vývoj zodpovedá striedaniu režimov v rámci Markov Switching modelu, je však spojitý a plynulejší.



Konzistenciu naprieč výsledkami odhadov je naďalej možné pozorovať aj v prípade efektu cien ropy na cenu plynu. V druhej polovici roku 2015 tento vplyv výrazne zosilnie a až do konca sledovaného obdobia pretrváva na vyšších hodnotách. Na rozdiel od predchádzajúcich prístupov však hodnota koeficientu po celý čas zostáva nad nulou, čo je viac v súlade s predpokladmi.

Bayesiánsky stavový model so stochastickou volatilitou

Odhad prostredníctvom stavových modelov môže byť do určitej miery poznačený zafixovaním smerodajnej odchýlky náhodných zložiek v priebehu času. Táto skutočnosť sa mohla podpísať na tom, že oba modely, ktoré boli vyhodnotené ako najlepšie, povoľovali zmeny v čase len jedinej premennej, cenám ropy. K tomu mohol zároveň prispieť veľký počet parametrov nevyhnutných na odhadnutie – varianty modelov s viacerými v čase premennými koeficientmi mali problémy s konvergenciou. Ak by bol navyše uvoľnený aj predpoklad o konštantnosti rozptylu, problém by to iba znásobilo. Tieto faktory predstavujú motiváciu na použitie bayesiánskych metód, ktoré si dokážu lepšie poradiť s odhadmi zahŕňajúcimi veľké množstvo parametrov či malú vzorku pozorovaní. Pre prehľadnosť výsledkov budú v tejto časti prezentované iba odhady koeficientov viažúcich sa k cenám ropy.

Vzťah medzi cenami ropy a elektriny vykazuje je podobný vývoj v priebehu času ako pri použití predošlej metódy. Odlišná je však amplitúda – v obdobiach výrazného vplyvu cien ropy dosahuje koeficient hodnoty medzi 0,4 až 0,5, na konci vzorky aj o niečo vyššie, zatiaľ čo minimálne hodnoty sa pohybujú približne okolo úrovne 0,2. V prípade cien plynu je vývoj koeficientu aj jeho rozmedzie takmer identické s predchádzajúcim výsledkom.

V konečnom dôsledku je teda možné konštatovať, že uvoľnenie predpokladov o nemennosti konštanty, autoregresného člena a smerodajnej odchýlky náhodných chýb v čase neprineslo žiadne zmeny vo vývoji vzťahu medzi cenami ropy a plynu (obrázok 6 vs. obrázok 4, kde sú spomenuté koeficienty fixné). Vzťah medzi cenami ropy a elektriny je však touto zmenou poznačený – má nižšiu amplitúdu a menej kolíše (obrázok 5 vs. obrázok 3).

POROVNANIE PRÍSTUPOV

Cieľom tohto článku bolo analyzovať vplyv cien ropy na ceny elektriny a zemného plynu, ako aj zmeny tohto vplyvu v priebehu času. Na tento účel boli využité štyri rozličné nástroje – regresné rovnice rozdelené v obdobiach štrukturálneho zlomu (OLS), Markov Switching modely (MS), stavové modely s koeficientmi premennými v čase (SS) a bayesiánske stavové modely so stochastickou volatilitou (BSV). Produktom druhej a tretej menovanej metódy bol celý súbor modelov,

z ktorého bol pre ďalšie potreby vybraný vždy jeden (pre každú závislú premennú) najvhodnejší.

Na základe sumarizácie výsledkov jednotlivých prístupov týkajúcich sa cien elektriny a cien plynu⁵ možno konštatovať, že základný vývoj koeficientov v čase je naprieč modelmi konzistentný. V odhadoch spojených s elektrinou sa výraznejšie líšia iba výsledky získané prostredníctvom samostatných regresných rovníc – tie na rozdiel od zvyšných prístupov nedokážu zachytiť rastúcu hodnotu koeficientu od roku 2016. Ďalšie odlišnosti spočívajú predovšetkým v rozdielnych amplitúdach v obdobiach silnejšieho vplyvu cien ropy, najmä pred rokom 2009. Metóda BSV poskytuje výrazne nižší odhad než ostatné alternatívy.

V prípade cien zemného plynu sa všetky štyri prístupy zhodujú na tom, že k zmene koeficientu prišlo v druhej polovici roku 2015. Hlavný rozdiel spočíva v plynulosti tejto zmeny, čo je najmä dôsledkom toho, že prvé dva prístupy (MS a OLS) vnímajú zmeny v čase ako diskkrétne, zatiaľ čo zvyšné dva ako spojité. MS a OLS zároveň odhadujú koeficient merajúci efekt cien ropy na ceny plynu do júla 2015 so záporným znamienkom, čo je v rozpore s očakávaniami. Modely umožňujúce spojitú zmenu v čase (SS a BSV) tento nedostatok dokázali odstrániť.

Všetky použité modelové prístupy sa jednoznačne zhodujú na tom, že dochádza k zmene vplyvu cien ropy v priebehu času, a to tak na ceny elektriny, ako aj na ceny zemného plynu. Zhoda je tiež v tom, že v prípade cien plynu ide o výrazné zvýšenie vplyvu v druhej polovici roku 2015. Vplyv cien ropy na elektrinu sa láme na konci roku 2008, v tomto prípade je však pozorovaný markantný pokles. S výnimkou prvej metódy (OLS) prístupy konzistentne vykazujú opätovný rast tohto vplyvu v období začínajúcom približne v roku 2016, pričom ku koncu vzorky dosahuje hodnoty porovnateľné s obdobím do konca roku 2008.

Vo vzťahu cien ropy k cenám elektriny je teda možné vymedziť tri rozličné obdobia: predkrízové, s relatívne silnou elasticitou 0,6 – 0,8, po ktorom nasleduje obdobie útlmu, kde elasticita poklesne zhruba na hodnotu 0,2 a drží sa na nej až do roku 2015. Od roku 2016 nastáva oživenie a postupný rast k dnešným hodnotám 0,4 – 0,6. Pri pohľade na vzťah cien ropy a cien plynu sú pozorované dve základné obdobia – obdobie takmer nulového vplyvu do prvej polovice roku 2015, ktoré je vystriedané obdobím silnejšieho vzťahu (až k hodnote elasticity 0,4) pokračujúcim dodnes. Vzhľadom na fakt, že v období pred krízou boli ceny plynu naviazané na dlhodobé, na ropu indexované kontrakty, je pravdepodobné, že vplyv cien ropy na ceny plynu bol výrazný. Ak tento predpoklad zakomponujeme do celkového obrazu o vývoji vzťahu medzi cenami ropy a cenami plynu (napriek tomu, že dáta z tohto obdobia nie sú k dispozícii), získame trend veľmi podobný tomu, ktorý pozorujeme v prípade cien elektriny.

5 V prípade Markov Switching modelov bol časový rad koeficientov získaný tak, že odhadnuté koeficienty boli pre násobené pravdepodobnosťami režimov v danom čase a sčítané dokopy.

Referencie:

- Bai, Jushan a Pierre Perron (1998): Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes, *Econometrica*, 66, 47-78.
- Frühwirth-Schnatter, Sylvia (2006): Finite Mixture and Markov Switching Models, New York: Springer Science + Business Media LLC.
- Hamilton, James D. (1994b): State Space Models, Kapitola 50 v Robert F. Engle a Daniel L. McFadden, *Handbook of Econometrics*, Volume 4, Amsterdam: Elsevier Science B.V.
- Koop, Gary a Dimitris Korobilis (2012): Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging, *International Economic Review*, 53, 867-886.
- Primiceri, Giorgio E. (2005): Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy, *Review of Economic Studies* 72, 821-52.