

**UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY
A INFORMATIKY**

d20dbf5b-bb29-4e14-874c-b09693383db1

**EKONOMETRICKÉ MODELOVANIE
SPOTREBY ENERGIE Z FOSÍLIÍ**

2011

Bc. Peter Smolko

**UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY
A INFORMATIKY**



**EKONOMETRICKÉ MODELOVANIE
SPOTREBY ENERGIE Z FOSÍLIÍ**

Diplomová práca

Študijný program : Ekonomická a finančná matematika

Študijný odbor: 9.1.9 Matematika

Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

Školiteľ: Doc. RNDr. Július Vanko, PhD

Bratislava 2011

Bc.Peter Smolko



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Bc. Peter Smolko
Študijný program: ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: diplomová
Jazyk záverečnej práce: slovenský

Názov : Ekonometrické modelovanie spotreby energií z fosílií

Cieľ : Štúdium predchádzajúceho vývoja a súčasné prognózy spotreby energie a jej súvis s ekonomickým rastom.

Vedúci : doc. RNDr. Július Vanko, PhD.

Dátum zadania: 02.02.2010

Dátum schválenia: 18.04.2011

prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
garant študijného programu

študent

vedúci práce

Dátum potvrdenia finálnej verzie práce, súhlas s jej odovzdaním (vrátane spôsobu sprístupnenia)

vedúci práce

Pod'akovanie

Týmto by som chcel pod'akovať vedúcemu mojej diplomovej práce Doc. RNDr. Júliusovi Vankovi, za tému, poskytnutú literatúru vrátane dát a za odborné vedenie počas celého spracovanie témy.

Čestné prehlásenie

Týmto prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracoval samostatne s využitím svojich poznatkov a s použitím uvedenej literatúry.

.....

Peter Smolko

ABSTRAKT

Cieľom diplomovej práce je vytvoriť ekonometrické modely popisujúce vývoj spotreby ropy, plynu a uhlia v závislosti od hrubého domáceho produktu (HDP). Hľadáme dlhodobé vzťahy medzi spotrebou ropy, plynu, uhlia a HDP. Skúmame tiež vzťah medzi HDP a spotrebou ropy, plynu, uhlia a iných zdrojov energie. Na modelovanie dlhodobej rovnováhy využívame kointegračnú analýzu. Pracujeme s dátami do roku 2008, pričom dáta do roku 2003 použijeme na modelovanie a dáta z rokov 2004 až 2008 využijeme na overenie prognóz modelov. Skúmame vzájomne vzťahy HDP a spotrebovaného množstva energie v krajinách Španielsko a Spojené štáty americké.

Kľúčové slová:

Energia, Hrubý domáci produkt, Investície do hrubého fixného kapitálu, Kointegračný vzťah.

ABSTRACT

The aim of master thesis is to create models describing evolution of oil, gas and coal consumption depending on GDP. We find long-run relations between oil, gas and coal consumption and GDP. We also explore relation between GDP and oil consumption, gas consumption, coal consumption and other energy sources consumption. We use cointegration analysis to model long-run equilibrium. We analyze data up to 2008. We use data up to 2003 for modeling and data from 2004 to 2008 for prognoses verification. We analyze interactive relations between GDP and energy consumption in Spain and in the USA.

Key words :

Energy, Gross domestic product, Gross fixed capital formation, Cointegration

Obsah

1. Úvod	8
2. Ekonomická metodológia	9
2.1 Ekonomický rast a Energia	9
2.1.1 <i>Energia, Produkcia, Termodynamika</i>	9
2.1.2 <i>Spotreba energie a HDP</i>	12
2.2 Tabuľka dodávok a Tabuľka použitia	16
3. Ekonometrická metodológia	18
3.1 Stochastické procesy	19
3.2 Stacionarita	20
3.3 Integrované procesy	21
3.4 Testy jednotkového koreňa	22
3.4.1 <i>Rozšírený Dickey-Fuller test (ADF)</i>	22
3.4.2 <i>Phillips-Perron test (PP)</i>	24
3.4.3 <i>Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS)</i>	25
3.5 Kointegrácia	25
3.6 Vector Error Correction Model (VECM)	26
3.7 Johansenov Test	29
3.7.1 <i>Johansenová stopovacia (Trace) štatistika</i>	31
3.7.2 <i>Johansenová štatistika maximálnej vlastnej hodnoty</i>	32
3.8 Podporné testy a informačné kritéria	33
3.9 Informačné kritéria	34
3.9.1 <i>Výber modelu</i>	34
3.9.2 <i>Výber optimálneho počtu lagov</i>	34
3.10 Logaritmická transformácia	34
4. Empirická časť	36
4.1 Dáta	36
4.2 Postup pri konštrukcii ECM	40
4.3 USA	42
4.3.1 <i>Ropa</i>	43
4.3.2 <i>Plyn</i>	45
4.3.3 <i>UHLIE</i>	46
4.3.4 <i>HDP a spotreba energie</i>	47
4.4 Španielsko (E)	50

4.4.1 Ropa.....	50
4.4.2 Plyn.....	51
4.4.3 Uhlie	53
4.4.4 HDP a spotreba energie	54
Záver.....	57
Bibliografia	59
Príloha.....	60
1. Spotreba energie podľa sektora.....	60
1.1 USA.....	60
1.2 Španielsko.....	65
2. Testy jednotkového koreňa	68
3. Johansonov test kointegrácie.....	70
4. Špecifikácia modelov.....	72
5. Prognózy	77
5.1 USA.....	77
5.2 Španielsko.....	86

Kapitola 1

1. Úvod

Hlavným cieľom diplomovej práce je skúmať dlhodobý vzťah medzi spotrebovaným množstvom energie a hrubým domácim produktom. Práca sa zaoberá modelovaním spotreby ropy, spotreby plynu a spotreby uhlia v závislosti od hrubého domáceho produktu a naopak, hrubý domáci produkt je modelovaný spotrebovaným množstvom energie v danej krajine. Hľadáme a skúmame dlhodobé vzťahy opisujúce vývoj spotreby energie z uvedených fosílnych palív. Spracované dáta sú nestacionárne časové rady vykazujúce dlhodobý trend, preto ako vhodnú metódu modelovania volíme kointegračnú analýzu, ktorá nám umožní skúmať rovnako dlhodobý, ako aj krátkodobý vzťah medzi hrubým domácim produktom a spotrebovanou energiou.

V nasledujúcej časti, v druhej kapitole, približujeme energiu, ako jeden z hlavných výrobných faktorov, ktorý umožnil a umožňuje ekonomický rast. Zároveň sme sa inšpirovali možnosťou modelovať z dlhodobého hľadiska spotrebované množstvo energie pomocou hrubého domáceho produktu alebo jeho častí. V tretej kapitole spracúvame použité metódy, pomocou ktorých vytvoríme ekonometrické modely. V štvrtej kapitole práce prezentujeme prácu s dátami, spôsob modelovania, hodnotíme a interpretujeme zostrojené modely.

Kapitola 2

2. Ekonomická metodológia

2.1 *Ekonomický rast a Energia*

(Sterm, 2010) Mnoho ekonomických modelov na vysvetlenie ekonomického rastu nezahŕňa *energiu* ako jeden z hlavných faktorov, ktorý by mohol nejakým spôsobom obmedziť alebo umožniť hospodársky rast v dlhodobom období, i keď je značná pozornosť venovaná vplyvu cien ropy na ekonomickú aktivitu v krátkodobom období. Ekonomické modely hospodárskeho rastu zahŕňajúce energetický zdroj sa stále nachádzajú v úzadí, hoci ekonómovia pracujúci v ekologickej oblasti pripisujú energii centrálnu úlohu pri vývoji ekonomického rastu. Predpokladajú, že limity pri nahrádzaní určitej formy energie a tiež limity v technológiách môžu hospodársky rast obmedziť prípadne, až zvrátiť. Teórie, ktoré stávajú modelovanie ekonomického rastu na zásobovaní energiou a ignorujú technologický pokrok alebo rôzne inštitúcie sú tiež neúplné a nemôžeme ich považovať za modely odzrkadľujúce realitu.

2.1.1 **Energia, Produkcia, Termodynamika**

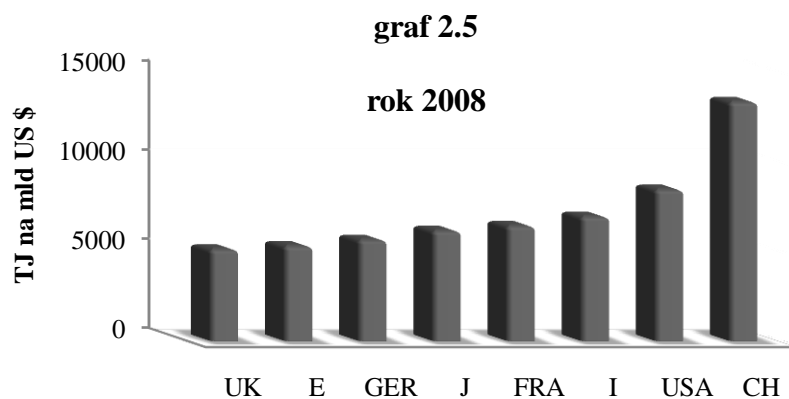
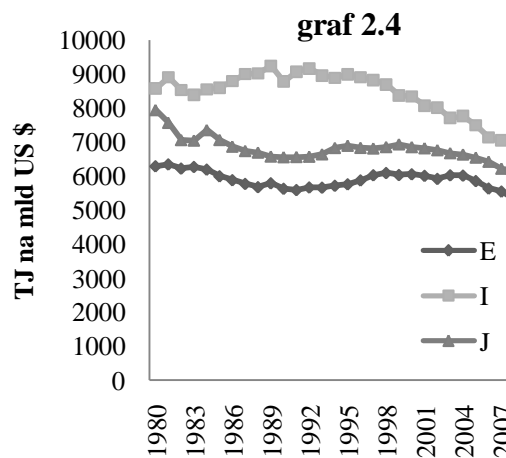
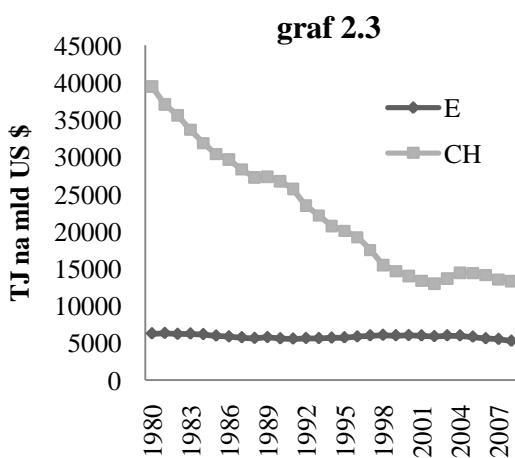
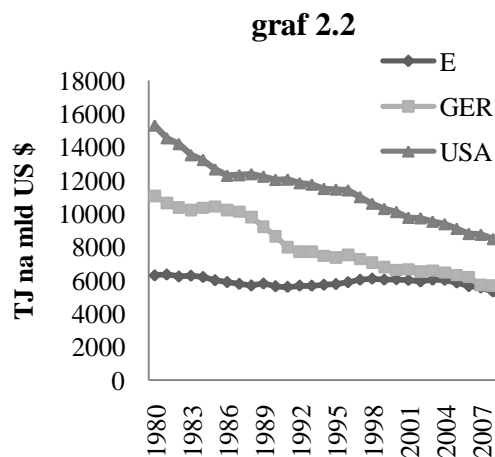
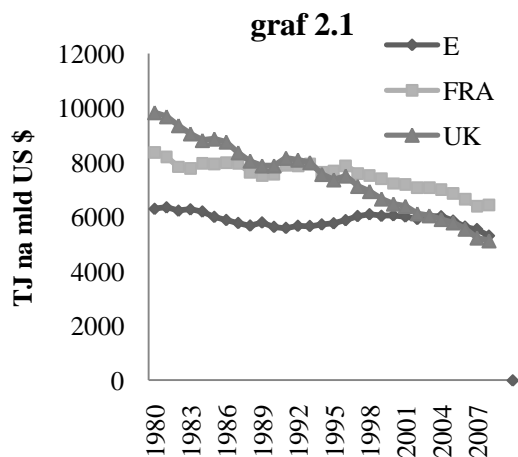
Zákon zachovania hmoty a energie stanovuje nemenné obmedzenia, pri ktorých musí ekonomický systém fungovať. Princíp hmotnostnej bilancie (mass-balance) hovorí, že na získanie výstupného materiálu musíme použiť rovnaké alebo väčšie množstvo hmoty, ktoré sa spracovaním premení na výstupný materiál a odpad. Pri spracovávaní (transformovaní) vstupného na výstupný materiál je potrebné určité množstvo energie, keďže uvádzame hmotu do pohybu. Podľa druhého termodynamického zákona,

„Nie je možné zostrojiť cyklicky pracujúci tepelný stroj, ktorý by všetku energiu prijatú vo forme tepla menil na prácu.“ (Brezová, 2010)

spotrebujeme väčšie množstvo energie ako v ideálnom stave (napr. dodatočné množstvo energie sa môže prejavíť aj vo forme tepla). Pri produkcii dochádza k transformácií

vstupných na výstupne materiály. Produkcia zahŕňa v sebe prácu (v zmysle uvádzania hmoty do pohybu), preto všetky ekonomické procesy spojené s produkciou si vyžadujú energiu. Z uvedeného vyplýva skutočnosť, že energia je základným výrobným faktorom. Následne si musíme uvedomiť, že energia nie je reprodukovateľným výrobným faktorom, kým kapitál a pracovnú silu môžeme pokladať za reprodukovateľné výrobné faktory. Energia získaná z fosílnych palív je teoreticky reprodukovateľná, a to za pomoci biochemických cyklov, vnútorného tepla Zeme, energie zo Slnka a dlhého časového horizontu. Z hľadiska existencie človeka a doterajších technologických možností môžeme fosílna palivá považovať za nereprodukovateľné. V určitom zmysle za nereprodukovateľné vstupy môžeme považovať aj „informácie“, t.j. pre získanie informácií z prostredia je nevyhnutná energia, kým aktívne využívanie energie, nemôže byť bez informácií a nahromadených vedomostí.

Veľa ekonómov a iných vedcov považuje za príčinu priemyselnej revolúcie vynájdenie spôsobu zužitkovania fosílnych palív (energie) na prácu. Po začiatku priemyselnej revolúcie v 19. storočí sa začína zdokonaľovanie strojov, začiatkom 20. storočia 1.svetová vojna, následne 2.svetová vojna výrazne urýchlili vývoj nových technológií a nepatrnou mierou k tomu prispela „studená vojna“ medzi „Západom“ a „Komunistickým blokom“, ktorá trvala približne od roku 1947 do roku 1991. Počas týchto dvoch storočí ľudstvo získalo ohromné množstvo informácií o spôsobe získavania energie, a to nielen z nerastných surovín. Človek objavil nespočetné množstvo ložísk fosílnych palív (uhlie, plyn, ropa) a vyvinul technológie pre ich získavanie a spracovávanie. Zvýšenie efektívnosti využívania energie môžeme demonštrovať na grafoch 2.1 – 2.5, kde je zobrazený pomer primárnej energie (ďalej budeme označovať ako PE) v TeraJoule (ropa, plyn, uhlie, nukleárna energia, elektrina z vodných elektrární) k zrealizovanému HDP v miliardách amerických dolárov za krajiny, Španielsko (E), Francúzsko (FRA), Spojené kráľovstvo (UK), Nemecko (GER), Spojené štáty americké (USA), Čína (CH), India (I) a Japonsko (J). V každom grafe 2.1 – 2.4 je zakreslené Španielsko, pre lepšie vizuálne porovnanie.



Judson vo svojej práci (Judson, 1999) rozoberal vzťah spotreby energie vzhľadom na príjem obyvateľa a dával ho do súvislosti so sektormi – domácnosť; priemysel a konštrukčný sektor; transport; poľnohospodárstvo; energetický sektor a neenergetický sektor. Pracoval s panelovými dátami, ktoré pokrývali 123 krajín. Odhadol časový efekt,

ktorý vykazoval rastúcu tendenciu v spotrebe energie pri domácnostiach a klesajúcu tendenciu v priemysle a konštrukčnom sektore. To naznačuje, že technické inovácie majú vplyv na zavádzanie čoraz väčšieho množstva energetických spotrebičov do domácností, pričom v priemysle a konštrukčnom sektore je to presne naopak, nové technológie zvyšujú efektívnosť práce a minimalizujú náklady na spotrebu energie.

2.1.2 Spotreba energie a HDP

Za pomoci energie dokážeme transformovať hmotu na inú hmotu, získavať a uchovávať informácie. Nové technológie a inovácie nám uľahčujú spôsob života, čo sa prejaví na jednej strane zvýšeným dopytom po energiách (domácnosti) a na druhej strane efektívnejším využitím energie, čím sa spotreba zníži vzhľadom na jednotku produkcie (priemysel a konštrukčný sektor).

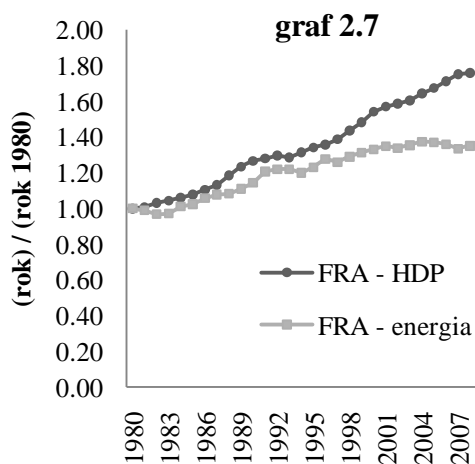
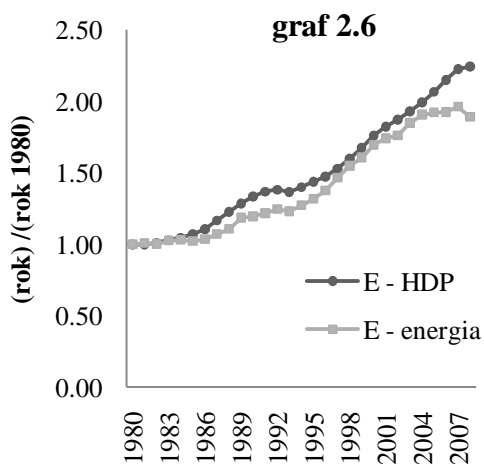
Môžeme teda uvažovať nasledovným spôsobom: ľudstvo energiu získava z fosílnych palív (ropa, plyn, uhlie); štiepením jadra; z obnoviteľných zdrojov (slnko, vietor, voda, geotermálne vrty, biomasa), tie sa transformujú na palivo (benzín, nafta, ...) a elektrinu, ktoré sa ďalej distribujú subjektom trhu (domácnosti, firmy, štát). Domácnosti následne spotrebúvajú túto transformovanú energiu prostredníctvom distribučných spoločností za určitú cenu, čo sa odrazí v konečnej spotrebe, ako ekonomickom ukazovateli. Zo surovín a polotovarov produkujú firmy opäť polotovar určený do výroby alebo tovar určený pre konečnú spotrebu. Firmy poskytujúce služby, nepotrebujú energiu na zmenu materiálu, ale potrebujú ju, ako všetky subjekty trhu, na chod svojej prevádzky a uchovávanie informácií. V konečnom dôsledku je do ceny produktu určeného pre konečnú spotrebu zahrnutá všetka forma spotrebovanej energie. Ak sú naše úvahy správne, tak môžeme očakávať medzi spotrebovanou energiou a celkovou konečnou spotrebou istú súvislosť. Pracovať budeme s krajinami, ktoré majú vymedzené územie a nie sú dokonale uzavretými ekonomikami, preto spotrebu energie na určitom území dáme do súvislosti s hrubým domácim produktom, ktorý zohľadňuje export, import tovarov a služieb.

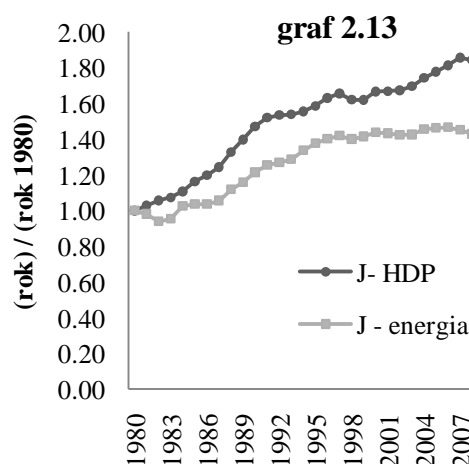
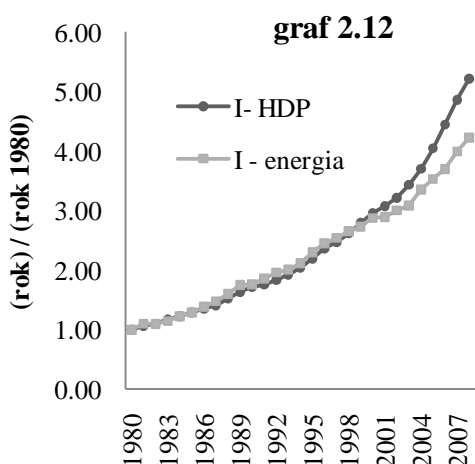
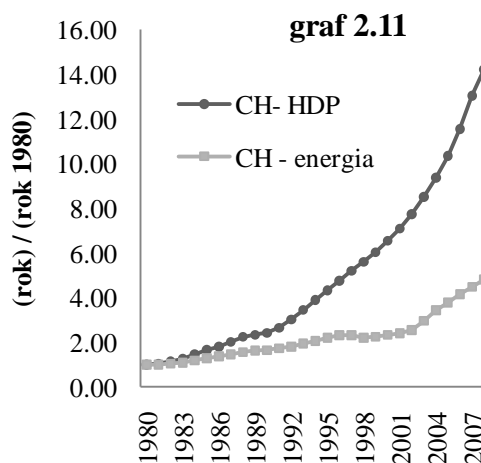
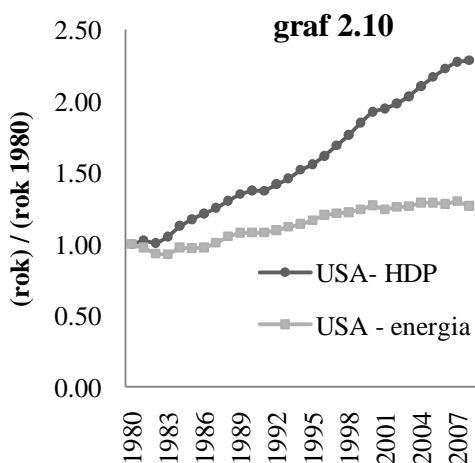
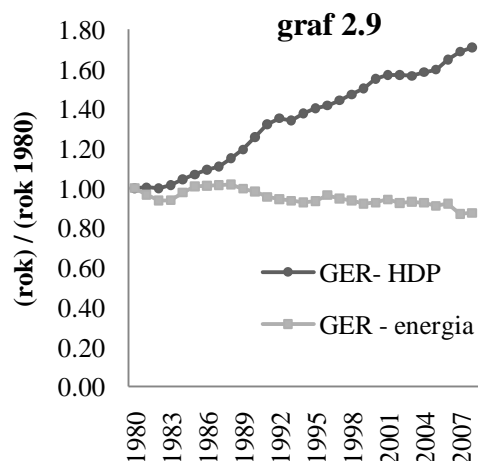
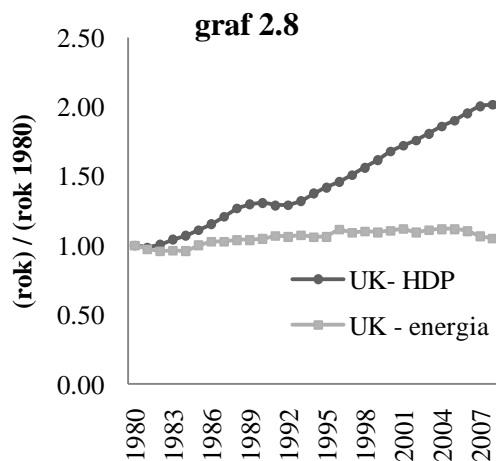
Hrubý domáci produkt v trhových cenách sa zostavuje troma metódami: *produkčnou*, *spotrebnou* a *výdavkovou*. Nás bude zaujímať spotrebná metóda, čo je súčet konečnej spotreby domácností (C_1); konečnej spotreby neziskových inštitúcií slúžiacich domácnostiam (C_2); konečnej spotreby verejnej správy (G); tvorby hrubého fixného

kapitálu (I); zmeny stavu zásob (R); saldo vývozu (EX) a dovozu (IM) výrobkov a služieb.
(statistics.sk, 2011)

$$(2.1) \quad HDP = C_1 + C_2 + I + G + R + (EX - IM)$$

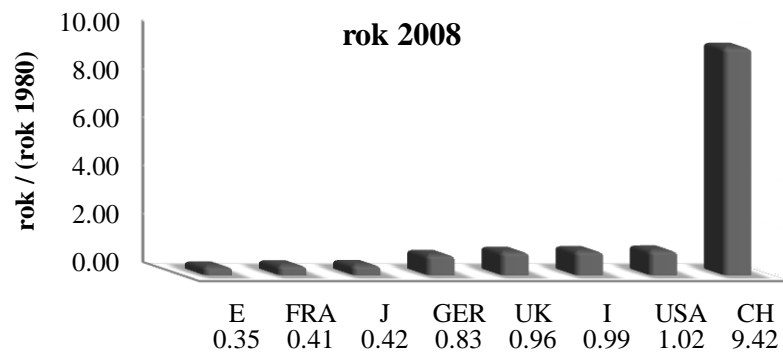
Na grafoch 2.6 – 2.13 sú zobrazené trendy zachytávajúce vývoj reálneného HDP a spotreby primárnej energie vzhľadom na rok 1980. Trend HDP Španielska (E), Indie (I) takmer kopíruje trend ich spotreby PE od roku 1980 až do roku 2000, potom sa začína vytvárať medzi nimi „priepast“. Pri Francúzku (FRA) sa „trendové nožnice“ začali otvárať po roku 1995; pri Spojenom Kráľovstve (UK) po roku 1980, pričom spotreba PE sa drží na konštantnej úrovni; Nemecko (GER) po roku 1988 dokonca zaznamenáva klesajúci trend pri spotrebe PE; Spojené štáty americké (USA) po roku 1982; Čína (CH) výraznejšie po roku 1991, pri Japonsku (J) sa roztváranie trendových nožníc skončilo po roku 1989 a opätovne začalo na malej úrovni v roku 2004.





Na grafe 2.14 je zobrazený rozdiel medzi vývojom HDP a vývojom spotreby PE k roku 2008. Graf 2.14 môžeme interpretovať ako graf vykresľujúci zmenu efektívnosti využívania PE k hrubému domácejmu produktu v danej krajine od roku 1980 do roku 2008. Najväčší skok zaznamenala Čína, ktorá niekoľkonásobne prevýšila ostatné krajiny.

graf 2.14



To však neznamená, že Čína najefektívnejšie využíva PE. Ak graf 2.14 dáme do súvislosti z grafom 2.5 je zrejme, že Čína ešte zďaleka nedosahuje efektívnosť využívania PE na úrovniach vyspelých západoeurópskych krajín. Taktiež USA spotrebúvajú o 1,65 krát viac PE na jednotku HDP oproti Spojenému kráľovstvu (UK).

V tejto práci sa zameriame na skúmanie dlhodobých vzťahov medzi HDP a spotrebovanou energiou. Pokúsime sa nájsť vzťah medzi HDP, spotrebou ropy, spotrebou uhlia a spotrebou plynu alebo primárnou spotrebou energií. Používaným nástrojom pomocou ktorého nahliadneme na dlhodobé vzťahy, bude kointegračná analýza. Modely zahŕňajúce kointegračné väzby (dlhodobé vzťahy) sa nazývajú aj modelmi s členom korigujúcim chyby, skrátene ich označujeme VECM (Vector Error Correction models). V nasledujúcej kapitole popíšme konštrukciu týchto modelov, pomocou ktorých sme schopní analyzovať dlhodobé vzťahy medzi vysvetľovanými a vysvetľujúcimi premennými (za splnenia určitých podmienok), pričom HDP a fosílné suroviny z ktorých získavame energiu budú aj vysvetľovanými aj vysvetľujúcimi premennými.

Priamy vzťah medzi HDP a spotrebovaným množstvom energie nemusí vždy existovať. Do hrubého domáceho produktu (HDP) (2.1) je zhrnutá zložka, ktorá obsahuje investície do hrubého fixného kapitálu. Pri tejto zložke neočakávame rovnaký súvis (v zmysle hodnoty) so spotrebou energie, ako pri primárnej spotrebe. Investície zväčša tečú do zavádzania nových technológií, inovácií, čo v dlhodobom horizonte znamená zníženie nákladov na výrobu produktov alebo poskytovaných služieb, čím by sa spotreba energie vzhľadom na produkt mala znížiť. Z tohto dôvodu nám investície do hrubého fixného kapitálu doslova zakryjú kointegračný vzťah, ktorý medzi HDP a spotrebovanou energiou

existuje. Preto v niektorých modeloch investície do hrubého fixného kapitálu oddelíme od hrubého domáceho produktu. Redukované HDP o investície budeme označovať $rHDP_i$ a investície do hrubého fixného kapitálu $rGFCF$.

$$rHDP_i = rHDP - rGFCF$$

2.2 Tabuľka dodávok a Tabuľka použitia

Pri tvorbe kointegračného modelu potrebuje poznať, čo možno najpodrobnejšie, vzťahy a súvislosti medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcimi premennými v danej oblasti. V tejto práci budeme pracovať hlavne s HDP, ropou, plynom, uhlím a elektrinou, ktoré sa môžu v práci vyskytnúť ako vysvetľované či vysvetľujúce premenné. Preto pre podrobné zmapovanie využitia týchto premenných použijeme tabuľky dodávok (supply matrix) a tabuľky použitia (use matrix).

Tabuľka dodávok

Tabuľka dodávok je maticou, ktorá v riadkoch zobrazuje komodity, stĺpce má vyhradené pre jednotlivé odvetvia. Zobrazuje ponuku jednotlivých komodít (tovarov a služieb) v danom odvetví a zvyčajne býva rozdelená na dve časti, maticu produkcie a maticu importu. Produkčná matica sa viaže na domácu produkciu a importná matica zobrazuje konečný import po jednotlivých komoditách. Posledný riadok zobrazuje celkovú produkciu v odvetví a posledný stĺpec zachytáva celkovú ponuku komodity.

Tabuľka použitia

Tabuľka použitia je maticou, ktorá v riadkoch zobrazuje komodity, pričom posledný riadok obsahuje pridanú hodnotu. Stĺpce sú vyhradené pre odvetvia a finálnu spotrebu (finálna spotreba domácnosti, vlády, tvorbu hrubého kapitálu a export).

Dáta v tabuľkách

Vynaložili sme značné úsilie pri hľadaní najaktuálnejších dát z jedného zdroja, aby sa nám definície jednotlivých komodít a sektorov prekrývali, no neboli sme úspešní. Navyše v tabuľkách sa surová ropa a plyn nachádzajú pod jednou definíciou komodity (pre USA). V tabuľkách pre európske krajiny je distribuovaný plyn spolu s elektrinou, parou a teplou vodou. Bohužiaľ, nepodarilo sa nám nájsť podrobnejšie dáta popisujúce vzťahy medzi zvolenými skúmanými premennými, a tak sme boli odkázaní na prácu s dátami, ktoré sme mali k dispozícii. Podrobnejšie popisy a zdroje dát uvádzame v empirickej časti.

Kapitola 3

3. Ekonometrická metodológia

Matematické popísanie ekonomických vzťahov na reálnych dátach vieme získať vďaka ekonometrickým metódam. Niekedy jednoduchším, inokedy zasa náročnejším spôsobom vieme overiť rôzne ekonomické teórie, ich platnosť v reálnom a nielen idylickom svete. Ak však chceme využívať ekonometrické metodológie je nutné dodržať pravidlá, podmienky ekonometrického modelovania. Najdôležitejšou podmienkou je stacionarita dát. Používanie nestacionárnych dát (napr. časové rady vykazujúce trend) v modeloch často vedie k falošnej regresii. Preto skôr než začneme modelovať, vždy overíme stacionaritu dát. Existujú rôzne testy na overenie stacionarity časových radov, my použijeme Dickey–Fuller test (ADF) s Akaike informačným kritériom, Phillips-Perron (PP) test, a ak sa pomocou týchto dvoch testov nebudeme vedieť rozhodnúť, tak ako tretí použijeme Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test.

Väčšina ekonomických časových radov vykazuje nestacionaritu. Nestacionárne časové rady vieme pretransformovať na stacionárne ich diferencovaním (prvým alebo druhým, tretie diferencovanie sa prakticky nevyužíva z dôvodu zložitej, až nemožnej interpretácie). Časové rady, procesy, ktoré sa po d -tej diferenciacii pretransformujú na stacionárne, nazývame integrovanými procesmi rádu d a označujeme ich $I(d)$. Nevýhodou diferencovania je strata informácie o vzájomnom dlhodobom vývoji diferencovaných časových radov. Engle s Granger-om v roku 1987 navrhli spôsob získania stacionárneho procesu bez diferencovania nestacionárnych časových rádov, ktoré sú integrovanými procesmi prvého stupňa $I(1)$. Ich metodika spočíva v hľadaní stacionárnej lineárnej kombinácii medzi týmito časovými radmi. Následne, ak existuje lineárna kombinácia so stacionárnym procesom, tak takýto proces nazývame procesom kointegrovaným. Existenciu kointegračného vzťahu overujeme Johansenovym testom so špecifikáciou deterministického člena. Ako sme už uviedli, kointegračný vzťah je pre nás veľmi cenný, nakoľko popisuje dlhodobý vzájomný vývoj kointegrovaných časových radov. Pri odhadovaní kointegračného vzťahu nesmieme zabudnúť overiť, či je v rezíduách zastúpená heteroskedasticita a či sú rezíduá z normálneho rozdelenia. Ak podmienky stability kointegračného vzťahu nie sú splnené, tak kointegračný vzťah nemôžeme prehlásiť za

platný. Ekonometrické modely zahŕňajúce kointegračné vzťahy nazývame modelmi s členom korigujúcim chyby a označujeme ich VECM (Vector Error Correction Models). VECM modely popisujú krátkodobý vzťah medzi vysvetľovanou a vysvetľujúcimi premennými za prítomnosti dlhodobých (kointegračných) vzťahov. Modely musia spĺňať základné teoretické predpoklady:

- rezíduá sú z normálneho rozdelenia – testujeme Jarque-Bera testom;
- rezíduá nie sú autokorelované – testujeme Breusch-Godfrey testom.

Ak sa v rezíduách nachádza heteroskedasticita, tak koeficienty modelu odhadujeme s prítomnosťou heteroskedasticity, čím sa nám vylepší významnosť koeficientov

- v rezíduách je prítomná heteroskedasticita – testujeme White-ovým testom heteroskedasticity.

Po zostrojení modelu vytvoríme prognózu na niekoľko rokov, ktorú následne porovnáme so skutočnými dátami a výsledky modelu ako aj prognózy interpretujeme.

3.1 Stochastické procesy

Definujme si stochastické procesy.

Nech (Ω, F, P) je ľubovoľný pravdepodobnostný priestor. Súbor náhodných premenných $X = \{X_t; 0 \leq t < \infty\}$, kde pre každé t z množiny $T = \{1, 2, \dots\}$ je $\omega \rightarrow X_t(\omega); \omega \in \Omega$ náhodná premenná nazývame stochastický proces.

Pre stochastický proces X_t definujeme funkciu

$$(3.1) \quad \text{strednej hodnoty} \quad E(X_t)$$

$$(3.2) \quad \text{disperzie} \quad \text{Var}(X_t) = E[X_t - E(X_t)]^2$$

$$(3.3) \quad \text{kovariancie} \quad \text{Cov}(X_t, X_s) = E[X_t - E(X_t)] E[X_s - E(X_s)]$$

$$(3.4) \quad \text{korelácie} \quad \text{Corr}(X_t, X_s) = \frac{\text{Cov}(X_t, X_s)}{\sqrt{\text{Var}(X_t)\text{Var}(X_s)}}$$

pre $t, s \in T$

3.2 Stacionarita

Skúmaním stochastického procesu založeného na pozorovaniach vieme dospieť k vierohodným štatistickým záverom pri dodržaní určitých predpokladov o štruktúre stochastického procesu. Najdôležitejším z týchto predpokladov je stacionarita časového radu. Základnou myšlienkou je nemennosť pravdepodobnostného rozdelenia v čase, v istom zmysle je proces v štatistickej rovnováhe.

Proces X_t nazývame **silne (striktne) stacionárnym**, ak pre združenú distribučnú funkciu $F(\cdot)$ platí

$$(3.5) \quad F(X_{t_1}, X_{t_2}, \dots, X_{t_n}) = F(X_{t_1-k}, X_{t_2-k}, \dots, X_{t_n-k})$$

\forall indexové množiny $(t_1, t_2, \dots, t_n) \in T$
 \forall možné časové posuny $k \in \{0, 1, 2, \dots\}$

Proces X_t nazývame **slabo stacionárnym**, ak platí

$$(3.6) \quad E(X_t) = \mu < \infty$$

$$(3.7) \quad \text{Var}(X_t) = \sigma^2 < \infty$$

$$(3.8) \quad \text{Cov}(X_t, Y_t) = \text{Cov}(X_{t-k}, Y_{t-k})$$

pre pre $\forall t \in T, \forall k \in \{0, 1, 2, \dots\}$

Biely šum

Najznámejším silne (striktne) stacionárnym stochastickým procesom je biely šum, ktorý je definovaný, ako postupnosť nezávislých a rovnako rozdelených náhodných veličín ε_t .

$$(3.9) \quad E(\varepsilon_t) = 0$$

$$(3.10) \quad \text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$$

$$(3.11) \quad \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0 \text{ pre } k \neq 0$$

pre $\forall t \in T$

Regresný model so stacionárnym časovým radom.

$$(3.12) \quad X_t = \beta_0 + \varepsilon_t$$

Ak nie sú splnené podmienky ani pre slabú stacionaritu, tak rád nazývame nestacionárnym. Výsledky modelov zostavených s nestacionárnymi dát sú skreslené, dochádza k „falošnej regresii“. Preto sa odporúča nestacionárny rád previesť na stacionárny. Jeden zo spôsobov, ako sa zbaviť nestacionarity dát je odstránenie trendovej zložky. Urobí sa to zahrnutím časovej premennej t do regresného modelu.

$$(3.13) \quad X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$$

Tento regresný model obsahuje deterministický trend a je nazývaný trendovo stacionárnym modelom.

3.3 *Integrované procesy*

Nie vždy sa však podarí dosiahnuť stacionaritu iba prostredníctvom zahrnutím deterministického trendu. Nestacionárnosť je väčšinou spôsobená stochastickým trendom alebo kumulovaním predošlých chýb, šokov. Majme regresný model s deterministickým trendom, tentokrát však už s autoregresným procesom e_t prvého stupňa AR(1).

$$(3.14) \quad X_t = \beta_0 + \beta_1 t + e_t$$

$$(3.15) \quad e_t = \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(3.16) \quad e_t = \lambda L e_t + \varepsilon_t$$

kde L je lag operátor (časový posun o jedno obdobie)

Rovnicu (3.15) postupnými úpravami prevedieme na tvar

$$(3.17) \quad e_t = \varepsilon_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + \lambda^2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

Z rovnice (3.17) vidíme, že ak $|\lambda| < 1$, tak vplyv chýb sa postupne s časom vytráca, dostávame stacionárny proces I(0). V prípade $|\lambda| = 1$, proces e_t predstavuje sumu predošlých chýb, máme závislosť od času, proces je nestacionárnym. Ak sa po prvom diferencovaní proces transformujeme na stacionárny, potom procesy tohto typu označujeme ako integrované I(1).

Engle a Granger (1987) definujú integrovaný časový rád stupňa d ($X_t \sim I(d)$) ako nestacionárny časový rad, ktorý sa po diferencovaní d -krát pretransformuje na stacionárny.

Uvedieme zopár pravidiel pre lineárne kombinácie časových radov. Majme časové rady X_t, Y_t, Z_t , potom platí

$$(3.18) \quad X_t \sim I(0), Y_t \sim I(1) \Rightarrow Z_t = (X_t + Y_t) \sim I(1)$$

$$(3.19) \quad X_t \sim I(d) \Rightarrow Z_t = (a + bX_t) \sim I(d) \quad \text{kde } a, b - \text{konšt, } b \neq 0$$

$$(3.20) \quad X_t \sim I(d_1), Y_t \sim I(d_2) \Rightarrow Z_t = (aX_t + bY_t) \sim I(d_2) \quad \text{kde } d_1 < d_2; a, b \neq 0$$

$$(3.21) \quad X_t \sim I(d), Y_t \sim I(d) \Rightarrow Z_t = (aX_t + bY_t) \sim I(d^*) \quad \text{kde } d^* \leq d; a, b \neq 0$$

3.4 Testy jednotkového koreňa

Nie vždy vieme jednoznačne z grafu určiť stacionaritu (nestacionaritu) časového radu, preto budeme používať testy jednotkového koreňa, ktoré to otestujú. Najpoužívanejšie testy sú Rozšírený Dickey-Fuller test (ADF), Dickey-Fuller GLS test, Phillips-Perron test (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test. V tejto práci budeme pracovať s ADF, PP testom a KPSS testom v prípade, ak výsledky predošlých testov nebudú zrejme.

3.4.1 Rozšírený Dickey-Fuller test (ADF)

Prvý test, ktorý použijeme je rozšírený DF test, pri ktorom je nutné voliť počet lagov, avšak v našom prípade si vyberieme Akaikeho informačné kritérium, ktoré za nás rozhodne o správne zvolenom počte lagov.

(Zivot, 2002)

ADF test testuje hypotézu

$$H_0 : \text{proces je nestacionárny}$$

$$H_1 : \text{proces je stacionárny}$$

Regresná rovnica ADF testu je v tvare

$$(3.22) \quad X_t = \alpha^T D_t + \delta X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

kde

$$D_t \rightarrow \text{deterministický vektor, ktorý zahŕňa konštantu a trend}$$

$$\sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \rightarrow \text{proces } AR(p)$$

a testované hypotézy pre rovnicu (3.22)

$$H_0 : \delta = 1$$

$$H_1 : \delta < 1$$

Regresnú rovnicu vyhodnotíme pomocou ADF – t štatistiky, ktorej kritické hodnoty sú vyššie ako pri klasickej regresii.

$$(3.23)$$

$$ADF_t = t_{\delta=1} = \frac{\hat{\delta} - 1}{se(\hat{\delta})}$$

kde

$$\hat{\delta} \rightarrow \text{je odhad parametra}$$

$$se(\hat{\delta}) \rightarrow \text{štandardná odchyľka odhadovaného parametra}$$

Alternatívna formulácie ADF testu

$$(3.24) \quad \Delta X_t = \alpha^T D_t + \rho X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

$$(3.25)$$

$$ADF_t = t_{\rho=0} = \frac{\hat{\rho}}{se(\hat{\rho})}$$

Veľmi dôležitou časťou testu je stanovenie správneho počtu lagov p . Ak zadáme príliš malý počet, tak sa nám nepodarí odstrániť seriálovú koreláciu. Naopak, ak zadáme príliš veľký počet, tak sa sila testu zníži. Môžeme preto pre dosadenie správneho počtu lagov p do rovnice (3.22) alebo (3.24) použiť Akaike; Schwarz; Hannan-Quinn informačné kritéria alebo ich modifikácie, my budeme používať Akaikeho informačné kritérium. Ďalej je nutné rozhodnúť o pridaní konštanty a trendovej (časovej) zložky do regresie. Zahrnutím

dôležitého exogénneho regresora sa nám sila testu zvýši a naopak pridaním nepodstatného sa sila testu zníži.

3.4.2 Phillips-Perron test (PP)

(Zivot, 2002)

Hlavný rozdiel medzi ADF a PP testom je rozličný prístup v spôsobe odstránenia seriálovej korelácie a heteroskedasticity v šokoch, chybách. Zatiaľ čo ADF test pri odstránení seriálovej korelácie pracuje s parametrickým autoregresným procesom AR(p), PP test ignoruje seriálovú koreláciu v testovanej regresii. Testovacia regresia pre PP test je

$$(3.26) \quad \Delta X_t = \alpha^T D_t + \pi X_{t-1} + u_t$$

kde

$$u_t \rightarrow \text{proces } I(0), \text{ dokonca môže byť s heteroskedasticitou}$$

a testujú sa hypotézy

$$H_0 : \pi = 0$$

$$H_1 : \pi < 0$$

Modifikujeme testovaciu štatistiku $t_{\pi=0}$ a definujeme novú testovaciu štatistiku Z_t

(3.27)

$$Z_t = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right)^{\frac{1}{2}} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \cdot \left(\frac{T \cdot se(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right)$$

kde $\hat{\sigma}^2$ a $\hat{\lambda}^2$ sú konzistentné odhady parametrov variancie

(3.28)

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[u_t^2]$$

(3.29)

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2]$$

(3.30)

$$S_T = \sum_{t=1}^T u_t$$

Z_t štatistika (3.27) má rovnaké asymetrické rozdelenie ako ADF-t štatistika. Výhodou PP testu oproti ADF testu je, že PP test je robustnejší pre heteroskedasticitu pri chybách u_t . Ďalšou výhodou je, že nie je nutné špecifikovať dĺžku lagov pre testovaciu regresiu.

3.4.3 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS)

Predošlé testy stacionarity nie sú príliš vhodné pre testovanie časových radov nachádzajúcich sa v blízkosti zamietnutia jednotkového koreňa. KPSS test je v tomto prípade vhodnejším testom vďaka opačnej nulovej hypotéze ako pri predošlých testoch. Hypotézy pre KPSS test sú

H_0 : proces je stacionárny

H_1 : proces nie je stacionárny

Testovacia štatistika má tvar

(3.31)

$$KPSS = LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{\sigma_T(l)}$$

kde T je počet pozorovaní, pre S_T platí (3.30) a $\sigma_T(l)$ je dlhodobý odhad variancie chýb (odhad reziduálneho spektra nulovej frekvencie). Ak je testovacia štatistika vyššia ako nami zvolená kritická hodnota pri určitej hladine významnosti (najčastejšie 5%), tak nulovú hypotézu zamietame, proces je nestacionárny.

3.5 Kointegrácia

Veľa ekonomických časových radov má vďaka trendu nestacionárny charakter. Správne by sme pri vytváraní regresných modelov mali pracovať so stacionárnymi časovými radmi, inak môžeme ľahko dospieť k falošnej regresii. Niekoľkonásobným diferencovaním časového radu získame síce stacionaritu, ale súčasne strácame informáciu o dlhodobých vzťahoch medzi ekonomickými časovými radmi.

(Hatrák, 2007) Ak $X_t \sim I(1), Y_t \sim I(1)$ sú nestacionárne, potom podľa (3.21) ich lineárna kombinácia je integrovaný proces $I(1)$ alebo $I(0)$. Ak lineárnou kombináciou nestacionárnych časových radov X_t, Y_t získame stacionárny proces $I(0)$, tak hovoríme, že rady sú kointegrované. Potom môže existovať β , pre ktorú platí

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= X_t - \beta Y_t, & \text{kde } \varepsilon_t \text{ je biely šum} \\ (1, -\beta), & & \text{kointegračný vektor} \\ (3.32) \quad X_t &= \beta Y_t + \varepsilon_t, & \text{kointegračná regresia} \end{aligned}$$

Všeobecnejšie definovanie kointegračného procesu (Engle-Granger, 1987)

Nech X_t je k -rozmerný vektor obsahujúci procesy $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$, pričom každý proces je $I(d)$ a ak existuje taký vektor $\alpha \neq 0$ rozmeru $(k \times 1)$, taký že $\alpha^T X_t \sim I(d-b)$, kde $0 < b \leq d$, potom tieto procesy nazývame kointegrované a označujeme ich $CI(d, b)$. V prípadoch, keď $d = b$ získavame stacionárnu lineárnu kombináciu.

Kointegrácia medzi časovými radmi X_t, Y_t nám hovorí o existencii dlhodobého vzťahu medzi nimi, respektíve o dlhohodej rovnováhe, pričom z krátkodobého náhľadu nemusia byť v rovnováhe.

3.6 Vector Error Correction Model (VECM)

Do vektorového modelu s korigujúcim členom chyby (VECM) vieme zahrnúť kointegračný vzťah, ktorý interpretujeme, ako dlhodobú rovnováhu medzi premennými. Premenné, ktoré nie sú zahrnuté v kointegračnom vzťahu, ale sú v modeli VEC popisujú krátkodobý vzťah k vysvetľovanej premennej. V tejto časti si popíšeme princíp zostrojenia VEC modelu.

(Zivot, 2002) Uvažujme model $VAR(p)$ s vektorom $Y_t (n \times 1)$

$$(3.33) \quad Y_t = \Phi D_t + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$t = 1, \dots, T$$

D_t – determ. člen zahrňajúci konštantu, trend, umelé premenné ...

Model $VAR(p)$ je stabilný, ak $Y_t \sim I(0)$. Avšak, ak $Y_t (n \times 1) \sim I(1)$ je nestacionárnym procesom prvého rádu, tak transformáciou cez diferencie dovedieme proces k stacionarite, pričom medzi zložkami Y_t je možný výskyt kointegrácie. Potom model (3.33) nie je príliš vhodný pre modelovanie procesov s kointegračným vzťahom. Transformovaním modelu $VAR(p)$ (3.33) na tvar (3.34) získavame VEC model

$$(3.34) \quad \Delta Y_t = \Phi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \Pi_1 + \dots + \Pi_p - I_n$$

$$\Gamma_k = - \sum_{j=k+1}^p \Pi_j, \quad \text{kde } k = 1, \dots, p-1$$

$$\Pi_1 = \Gamma_1 + \Pi + I_n$$

$$\Pi_k = \Gamma_k - \Gamma_{k-1}, \quad k = 2, \dots, p$$

Matica Π sa nazýva maticou dlhodobých vplyvov a matica Γ_k maticou krátkodobých vplyvov. Ak je matica Π singulárna (proces $VAR(p)$ má jednotkový koreň), potom môžeme znížiť hodnotu matice $rank(\Pi) = r < n$, uvažujeme o týchto dvoch prípadoch

- 1) $rank(\Pi) = 0$, tak neexistuje kointegrácia v $Y_t \sim I(1)$ a model VEC (3.34) môžeme zredukovať na model $VAR(p-1)$

$$(3.35) \quad \Delta Y_t = \Phi D_t + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

- 2) $0 < rank(\Pi) = r < n$, tak je možné vytvoriť v $Y_t \sim I(1)$ r -lineárne nezávislých kointegrovaných vektorov a spoločných $n-r$ stochastických trendov.

Ak hodnota matice Π je rovná $r < n$, potom maticu vieme rozložiť na súčin dvoch matíc α, β s rozmermi $(n \times r)$ a hodnotou r .

$$(3.36) \quad \Pi_{(n \times n)} = \alpha_{(n \times r)} \cdot \beta_{(r \times n)}^T$$

β^T – riadky matice tvoria základ pre r kointegrovaných vektorov

α – zložky vyjadrujú vplyv kointegračných vektorov na vývoj ΔY_t

Rozloženie matice $\Pi = \alpha\beta^T$ nie je jediné. Majme ľubovoľnú maticu H ($r \times r$), ktorá nie je singulárna, potom platí

$$(3.37) \quad \alpha\beta^T = \alpha HH^{-1}\beta^T = (\alpha H)(\beta H^{-1})^T = \alpha^*\beta^{*T}$$

Poznamenajme, že rozloženie matice $\Pi = \alpha\beta^T$ len identifikuje priestorové rozpätie kointegračných vzťahov. Získanie jedinečných hodnôt matice α, β si vyžaduje ďalšie reštrikcie v modeli.

Model VEC (3.34) môžeme prepísať do tvaru

$$(3.38) \quad \Delta Y_t = \Phi D_t + \alpha\beta^T Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$kde \beta^T Y_{t-1} \sim I(0)$$

Pre lepšiu interpretáciu uvedieme príklad s dvomi premennými $Y_t = (y_{1t}, y_{2t})^T \sim I(1)$

Jednoduchý VAR model

$$(3.39) \quad Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \eta_t$$

transformujeme na VEC model

$$(3.40) \quad \Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Pi = \Pi_1 - I$$

Predpokladajme, že Y_t obsahuje kointegrovaný proces. Potom existuje vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2)^T$, taký že platí

$$(3.41) \quad \beta^T Y_t = \beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} \sim I(0)$$

Použitím normalizácie, $\beta_1 = 1$ a $\beta_2 = -\beta$ získavame kointegračný vzťah

$$\beta^T Y_t = y_{1t} - \beta y_{2t} \sim I(0),$$

ktorý naznačuje existenciu dlhodobého rovnovážneho vzťahu

$$(3.42) \quad y_{1t} = \beta y_{2t} + u_t \\ u_t \sim I(0)$$

Keďže Y_t obsahuje jeden kointegračný vektor, tak hodnosť matice $rank(\Pi) = 1$ a jej dekompozíciu zapíšeme ako

$$(3.43) \quad \Pi = \alpha\beta^T = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (1 \quad -\beta) = \begin{pmatrix} \alpha_1 & -\alpha_1\beta \\ \alpha_2 & -\alpha_2\beta \end{pmatrix}$$

Členy vektora α môžeme interpretovať ako „koeficienty rýchlosti návratu k rovnováhe“. Model VEC (3.40) prepíšeme do tvaru

$$(3.44) \quad \Delta Y_t = \alpha\beta^T Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_{1t} = \alpha_1(y_{1t-1} - \beta y_{2t-1}) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_{2t} = \alpha_2(y_{1t-1} - \beta y_{2t-1}) + \varepsilon_{2t}$$

Podmienky stability VEC modelu súvisia s podmienkami stability chýb $\beta^T Y_t$. Rovnicu (3.44) pre násobíme vektorom β^T a jednoduchou transformáciou upravme na tvar

$$(3.45) \quad \beta^T Y_t = (1 + \beta^T \alpha)\beta^T Y_{t-1} + \beta^T \varepsilon_t$$

alebo ak označíme $u_t = \beta^T Y_t$, $\varphi = (1 + \beta^T \alpha)$, $v_t = \beta^T \varepsilon_t$, tak získavame tvar

$$(3.46) \quad u_t = \varphi u_{t-1} + v_t$$

Rovnica (3.46) predstavuje AR(1) model pre u_t , ktorý je stabilný za podmienky

$$(3.47) \quad |\varphi| = |1 + \beta^T \alpha| = |1 + (\alpha_1 - \beta \alpha_2)| < 1$$

Pre jednoduchosť predpokladajme $\beta = 1$. Potom podmienky stability (3.47) sú splnené pre

$$-2 < \alpha_1 - \alpha_2 < 0$$

a ak $\alpha_2 = 0$ potom vyžadovanou podmienkou stability je

$$-2 < \alpha_1 < 0$$

3.7 Johansenov Test

Johansenovým testom otestuje počet kointegračných rovníc medzi navrhovanými premennými. Test obsahuje päť špecifikácií deterministického člena a pozostáva z dvoch testovacích štatistík - stopovacej štatistiky a štatistiky maximálnej vlastnej hodnoty.

(Zivot, 2002) Správanie deterministického člena ΦD_t z (3.38)

$$(3.48) \quad \Phi D_t = \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t$$

môžeme klasifikovať do piatich prípadov

- I. Reštrikčný VEC model $H_2(r) : \mu_t = 0$, model bez konštánt a deterministického trendu. Priemerná hodnota $\beta^T Y_t$ sa pohybuje okolo 0, pričom časový rad $Y_t \sim I(1)$.

$$(3.49) \quad \Delta Y_t = \alpha \beta^T Y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

- II. Reštrikčný VEC model $H_1^*(r) : \mu_t = \mu_0 = \alpha \rho_0$, kde ρ_0 je reštrikčná konštanta. Priemerná hodnota $\beta^T Y_t$ sa pohybuje okolo $\rho_0 \neq 0$, pričom časový rad $Y_t \sim I(1)$

$$(3.50) \quad \Delta Y_t = \alpha(\beta^T Y_{t-1} + \rho_0) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

- III. Reštrikčný VEC model $H_1(r) : \mu_t = \mu_0 + \alpha \rho_0$. Konštanta μ_0 a priemerná hodnota kointegračného vzťahu $\beta^T Y_t$ je nenulová, pričom časový rad $Y_t \sim I(1)$.

$$(3.51) \quad \Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta^T Y_{t-1} + \rho_0) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

- IV. Reštrikčný VEC model $H^*(r) : \mu_t = \mu_0 + \alpha(\rho_0 + \rho_1 t)$, kde $\alpha \rho_1 t$ je reštrikčný deterministický trend. Časový rad $Y_t \sim I(1)$ a kointegračný vzťah $\beta^T Y_t$ popisuje konštanta s lineárnym trendom.

$$(3.52) \quad \Delta Y_t = \mu_0 + \alpha(\beta^T Y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

- V. Reštrikčný VEC model $H(r) : \mu_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha(\rho_0 + \rho_1 t)$. Časový rad $Y_t \sim I(1)$ je s lineárnym trendom, rovnako aj $\beta^T Y_t$ kointegračný vzťah obsahuje trend.

$$(3.53) \quad \Delta Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha(\beta^T Y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Prípád (I.) nie je v skutočnosti vhodný pre empirickú prácu, (II.) používa sa pre dáta v ktorých neočakávame trend, (III.) zvyčajne sa využíva pre časové rady s trendom $I(1)$ (do tejto skupiny spadá aj real. HDP, spotreba, ...), (IV.) podobne ako v (III.) prípade, (V.) špecifikácia je vhodná pre časové rady s integrovaným procesom $I(1)$ a kvadratickým trendom (napríklad nominálna cena v čase vysokej inflácie).

Označme kointegračný VEC model bez reštrikcií (3.38) za $H(r)$. Model $H(r)$ s procesom $I(1)$ môžeme sformulovať ako podmienku, pre ktorú platí, že hodnosť matice Π je menšia alebo rovná r .

$$H(0) \subset \dots \subset H(r) \subset \dots \subset H(n)$$

$H(0)$ je priradené nekointegrovanému VAR modelu, v ktorom matica $\Pi = 0$. Model $H(n)$ predstavuje stacionárny VAR(p) model bez reštrikcií. Táto formulácia je výhodná pre sekvenčnú testovaciu procedúru, kde máme r kointegračných vzťahov. Johansonove LR testy (Likelihood Ratio Testy) sú postavené na odhadnutých vlastných hodnotách $\hat{\lambda}$ matice Π a platí, že počet odhadnutých nenulových vlastných hodnôt je rovný hodnosti matice Π .

3.7.1 Johansenová stopovacia (Trace) štatistika

Testované hypotézy :

$$H_0(r): r = r_0$$

$$H_1(r): r > r_0$$

LR štatistiku, pre tento test nazývame aj stopovacou štatistikou a platí

$$LR_{trace}(r_0) = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

Ak hodnosť matice $rank(\Pi) = r_0$, potom vlastné hodnoty $\hat{\lambda}_{r_0+1}, \dots, \hat{\lambda}_n$ sa nachádzajú blízko 0 a v tom prípade hodnota $LR_{trace}(r_0)$ bude nízka. Ak hodnosť matice $rank(\Pi) > r_0$, tak vlastné hodnoty sa nenachádzajú blízko 0 (avšak sú menšie ako 1) a hodnota $LR_{trace}(r_0)$, bude vysoká. Rozdelenie $LR_{trace}(r_0)$ je viacrozmernou verziou Dickey-Fuller štatistiky (ADF), ktorá závisí na dimenzii $n - r_0$, a tiež aj špecifikácií deterministického člena.

Johansen navrhol sekvenčnú testovaciu procedúru, ktorá determinuje počet kointegračných vektorov. V procedúre sa najprv otestuje $H_0 : r_0 = 0$ proti $H_1 : r_0 > 0$, ak nulová hypotéza H_0 nie je zamietnutá, tak neexistuje žiaden kointegračný vektor medzi n premennými v Y_t . Naopak, ak H_0 zamietame, potom existuje aspoň jeden kointegračný vektor medzi n premennými v Y_t a môžeme pokračovať v testovacom procese, kde následným krokom bude testovanie $H_0 : r_0 = 1$ proti $H_1 : r_0 > 1$. Ak H_0 nezamietame, tak existuje jeden kointegračný vektor medzi n premennými v Y_t , avšak ak H_0 zamietame, potom medzi n premennými v Y_t existujú aspoň dva kointegračné vektory. Stopovacia procedúra pokračuje, až kým nezamietame nulovú hypotézu.

3.7.2 Johansenová štatistika maximálnej vlastnej hodnoty

Testované hypotézy

$$H_0(r): r = r_0$$

$$H_1(r): r = r_0 + 1$$

Túto LR štatistiku nazývame aj štatistikou maximálnej vlastnej hodnoty a platí

$$LR_{max}(r_0) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1})$$

Rozdiel od predošlej testovacej hypotézy H_0 je pri výbere testovaných vlastných hodnôt. Stopovacia procedúra nezohľadňuje výšku vlastných hodnôt, pričom pri teste maximálnej vlastnej hodnoty sa do hypotézy H_0 vyberá najvyššia. Ak hypotézu $H_0 : r = 0$ zamietame, tak potom v ďalšom kroku už testujeme hypotézu $H_0 : r = 1$ oproti $H_1 : r = 2$, kde už použijeme druhú najvyššiu vlastnú hodnotu. Týmto spôsobom testujeme, až kým nezamietame hypotézu H_0 .

3.8 Podporné testy a informačné kritéria

Jarque-Bera test normality

Test používame, ak chceme overiť dáta, či pochádzajú z normálneho rozdelenia. Test je založený na výsledkoch normálneho rozdelenia náhodnej premennej, ktorej šikmost' (skewness) rozdelenia je rovná nule a špicatosť (kurtosis) je rovná 3. Testovacia štatistika

$$JB = \frac{T}{6} \left(\widehat{\text{šikmost}}^2 + \frac{(\widehat{\text{špicatosť}} - 3)^2}{4} \right)$$

má rozdelenie

$$JB \sim \chi^2(2)$$

a testujeme hypotézu

$$H_0: \text{dáta sú z normálneho rozdelenia}$$

Ak hodnota testovacej JB štatistiky je nízka, tak hypotézu H_0 nezamietame.

Breusch-Godfrey test autokorelácie rezíduí

Týmto testom overujeme prítomnosť autokorelácie rezíduí vo VEC modeloch. Jej prítomnosť vedie k nesprávnemu odhadu štandardnej chyby a následne aj k skresleným koeficientom v rovnici VEC modelu. Nulová hypotéza má tvar

$$H_0: \text{reziduá nie sú autokorelované}$$

Ak testovacia LM štatistika je vysoká, tak nulovú hypotézu zamietame, čo znamená, že reziduá sú autokorelované. Pri teste je potrebné uviesť počet lagov na ktorých chceme testovať. V prílohe uvádzame modely s týmto testom v tabuľkách, kde hodnota „nie“ znamená neprítomnosť autokorelácie rezíduí pri 5 lagoch (ak nie je uvedené inak). Keďže sme mali nízky počet pozorovaní (22), tak by nebolo rozumné testovať autokoreláciu pri príliš veľkom počte lagov.

White-ov test heteroskedasticity

Test heteroskedasticity používa F-štatistiku, ktorá testuje nulovú hypotézu neprítomnosti heteroskedasticity v rezíduách. Pri vysokej hodnote F-štatistiky zamietame nulovú hypotézu. V prílohe uvádzame modely s týmto testom v tabuľkách, kde hodnota „nie“ znamená neprítomnosť heteroskedasticity v rezíduách.

3.9 Informačné kritéria

3.9.1 Výber modelu

Namodelovať možno viacero modelov popisujúcich tú istú vysvetľujúcu premennú, otázkou je, ako sa rozhodnúť pre ten najvhodnejší. Prvým kritériom je signifikantnosť a interpretovateľnosť koeficientov (samozrejme nesmú byť skreslené), následne by sme mali vybrať model s najnižším Akaike a Schwarz informačným kritériom, pričom si všímame aj odhadnutú štandardnú chybu regresie a R^2 .

3.9.2 Výber optimálneho počtu lagov

Tento test budeme uplatňovať pri výbere počtu lagovaných (časovo posunutých) premenných zahrnutých do VECM modelu s kointegračnými vzťahmi.

$$\text{Akaike inf. krit.} \quad AIC = -2(l/T) + 2(k/T)$$

$$\text{Schwarz inf. krit.} \quad SC = -2(l/T) + k * \ln(T) / T$$

$$\text{Hannan-Quinn krit.} \quad HQ = -2(l/T) + 2 * k * \ln(\ln(T)) / T$$

Ak tieto informačné kritéria budú vo VAR modely (nie ECM) indikovať optimálny počet lagovaných premenných „p“, tak do VECM modelu zahrnieme „(p-1)“ lagovaných premenných. Ak kritéria nebudú jednoznačné, tak budeme výber uskutočňovať na základe AIC inf. kritéria.

3.10 Logaritmickej transformácia

Logaritmickej transformáciou dokážeme stabilizovať rozptyl časového radu, čo má pri modelovaní s nelineárnym (exponenciálnym) trendom obrovský význam. Dobrou vlastnosťou modelovania zlogaritmovaných dát je ich jednoduchá interpretácia. Majme zjednodušený model

$$\ln(Y) = c + \beta * \ln(E)$$

ten vieme previesť na tvar

$$Y = e^c * E^\beta$$

Kde e^c je úrovňová konštanta a koeficient β môžeme interpretovať ako koeficient relatívnej pružnosti, ktorý určuje o aké percento vzrastie (klesne) vysvetľovaná premenná Y, ak vzrastie vysvetľujúca premenná o 1%. Nech výsledný model má tieto hodnoty koeficientov,

$$Y = 2.123 * E^{0.3567}$$

Potom, ak vzrastie množstvo parametra E o 1%, tak hodnota parametra Y vzrastie o 0.3567% .

V empirickej časti budeme modely uvádzať v tvare logaritmov a logaritmované premenné budeme označovať písmenom l („ l_“), ak nebudú vnorené do funkcie prirodzeného logaritmu (ln()).

Kapitola 4

4. Empirická časť

V tejto časti sa budeme venovať modelovaniu spotreby fosílnych palív (ropa, plyn, uhlie), modelovaniu reálneho HDP (rHDP) a ich vzájomného vzťahu. Pre krajiny USA a Španielsko (E) vytvoríme modely popisujúce vzájomný dlhodobý vzťah rHDP a spotrebovaného množstva energie (PE). Tieto krajiny sme si zvolili na základe efektívnosti využívania energie (graf 2.1-2.5), kde USA zaznamenávajú dlhodobý pokles v spotrebe energie na jednotku reálneho HDP, pričom Španielsko zaznamenáva takmer konštantný priebeh od roku 1980 do roku 2008. Naším cieľom je potvrdiť ekonometrickými modelmi závislosť vývoja rHDP od spotreby energie a naopak. Na grafoch 2.6 a 2.13 je zobrazený vývoj rHDP a PE. Pri Španielsku trend rHDP takmer kopíruje trend PE, rozdiel nastáva až po roku 2004. Preto pri Španielsku očakávame potvrdenie tohto symetrického vývoja reálneho HDP so spotrebovanou energiou (PE),

$$rHDP_E = \alpha_E * PE^{\beta_E}$$

pričom očakávame hodnotu koeficient $\beta_E \cong 1$. Pri USA rast reálneho HDP je výraznejší oproti spotrebe energie. Predpokladáme preto potvrdenie tohto vzťahu medzi HDP a spotrebovanou energiou,

$$rHDP_{USA} = \alpha_{USA} * PE^{\beta_{USA}}$$

kde očakávame koeficient $\beta_{USA} \geq 1$. Dokonca by sme mohli predpokladať úrovňový koeficient $\alpha_E \geq \alpha_{USA}$, keďže Španielsko o niečo efektívnejšie spotrebúva energiu na jednotku rHDP ako USA.

4.1 **Dáta**

Pracovali sme s dátami, ktoré sú prístupné na webových stránkach a voľne šíriteľné. Spracované dáta vieme poskytnúť aj na vyžiadanie. Keďže budeme skúmať krajiny z rôznych kontinentov, niektoré dáta pochádzajú z rôznych zdrojov (napr. tabuľky použitia

a tabuľky dodávok. V tejto časti presne špecifikujeme zdroje dát a všetky s nimi vykonané transformácie.

Zdroj a použité dáta:

- (BP, 2009). - Dáta týkajúce sa spotreby **ropy, plynu, uhlia, energie z jadra a inej energie** (vodné elektrárne a iné obnoviteľné zdroje). Obsahujú tiež priemernú cenu uhlia pre severozápadnú Európu, Japonsko a priemernú cenu plynu pre Európsku úniu. Jednotlivé dáta sú uvádzané v rôznych jednotkách (*mtoe* – million tonnes oil equivalent, *TWh* – terawatt hours), preto dáta prevedieme na základnú jednotku práce a energie *Joule (J)*.

$$1 \text{ pound ropy} \doteq 2,4 * 10^7 \text{ J} \quad (\text{phy.syr.edu, 2011})$$

$$1 \text{ tona} \doteq 2204,6 \text{ pound} \quad (\text{unitconversion.org, 2011})$$

$$1 \text{ kWh} \doteq 3600 \text{ kJ}$$

Pričom *pound* je britsko-americká jednotka hmotnosti, potom platí

$$1 \text{ mtoe} \doteq \frac{(2,4 * 10^7) * (2204,6 * 10^6)}{10^{12}} \doteq 52910,4 \text{ TJ} \doteq 0,05291 \text{ mil TJ}$$

$$1 \text{ TWh} = 3600 \text{ TJ} = 0,0036 \text{ mil TJ}$$

Časové rady so spotrebou v mil. TJ energie hore uvedených typov označme

- **ROPA**
 - **PLYN**
 - **UHLIE**
 - **Elektrina**
 - **Jadro**
- (OECD, 2011) – Dáta týkajúce sa
 - **HDP** – hrubý domáci produkt v trhových cenách v mld. amerických dolárov
 - **Reálny rast HDP** – medziročná zmena hrubého domáceho produktu v stálych cenách, vyjadrená v percentách

- **GFCF** – miera investícií do fixných kapitálových položiek, percentuálne vyjadrenie z HDP. Vysoké investície odrážajú väčšinou optimizmus pre následný rast v budúcom období, tiež zvyšujú produktivitu práce a tým prispievajú k rastu HDP.
- **CPI** – index spotrebiteľských cien, ročná zmena vyjadrená v percentách. Index vyjadruje náklady určitého fixného koša spotrebných statkov, v ktorom váha každého tovaru zodpovedá podielu na výdavkoch obyvateľstva.
- **CPI energie** – index spotrebiteľských cien pre energie, ročná zmena vyjadrená v percentách. Index vyjadruje náklady určitého fixného koša spotrebných statkov, z ktorých obyvateľstvo získava energiu.
- **Importovaná cena ropy** – priemerná cena ropy (c.i.f.) za barel, vyjadrená v amerických dolároch.
- **Celkový transport** – vnútrozemský transport spočítaný, ako súčet *cestného transportu; železničného transportu; transportu potrubím a transportu vodnou dopravou*, vyjadrený v kilometroch na tonu transportu.

HDP, Importovaná cena ropy sú vyjadrené v nominálnych hodnotách, v týchto hodnotách je odrazená infláciu, čo by nám výrazne mohlo skresľovať výsledky. Preto je potrebné dáta upraviť. Dáta vyjadríme v cenách z roku 2008, pre HDP transformáciou

$$rHDP_{2008} = HDP_{2008}$$

$$rHDP_{t-1} = \frac{rHDP_t}{1 + \frac{\text{Reálny rast HDP}_t}{100}}$$

Časový rad zrealneného hrubého domáceho produktu budeme ďalej označovať ako *rHDP*. Importovanú cenu ropy (*Icr*) transformujeme pomocou spotrebného cenového indexu pre energie (*CPI energie*) vzhľadom na rok 2008. Ináč povedané, ak by náklady na spotrebný kôš s energiami boli rovnaké ako v roku 2008, potom cena za surovinu je rovná

$$tcRopa_{2008} = Icr_{2008}$$

$$tcRopa_t = Icr_t * \prod_{i=t+1}^{2008} \frac{(100 + CPI\ energie_i)}{100}$$

kde index t označuje rok. Transformovanú cenu ropy budeme ďalej označovať ako $tcRopa$.

- (Eurostat.eu, 2011)
 - **PROD_E** – produkčný index za priemyselnú výrobu (manufacturing), ročné dáta (rok 2005 = 100) NACE Rev. 2 očistené o pracovné dni.
- (census.gov, 2011)
 - **PROD_{USA}** - index za priemyselnú výrobu (manufacturing), ročné dáta (rok 2002 = 100) očistené o pracovné dni
 - **rcPLYN** – cena plynu v dolároch za mil. Btu (British thermal units), v konštantných cenách vzhľadom na rok 2005
 - **rcUHLIE** - cena uhlia v dolároch za mil. Btu, v konštantných cenách vzhľadom na rok 2005
- (bea.gov, 2011) Tabuľka použitia a tabuľka dodávok za rok 2002 pre USA. Ako sme už spomínali niektoré pre nás významné komodity sa reportujú pod jednou indexáciou. Názov indexovaných komodít pre
 - Vyťažená ropa a plyn (Oil and gas extraction)
 - Vyťažené uhlie (Coal mining)
 - Distribúcia plynu (Natural gas distribution)
 - Produkty z ropy a plynu (Petroleum and coal products)

Dáta sú uvedené v cenách výrobcov a v miliónoch dolároch. Dáta vyjadrené v týchto jednotkách nám bohato postačujú, nakoľko budeme porovnávať spotrebu jednej indexovanej komodity v jednotlivých sektoroch. V prílohe uvádzame tabuľky spotreby komodity v daných sektoroch vzhľadom na medzispotrebu (total intermediate use) v percentuálnom vyjadrení. Všetky zložky v grafoch (v prílohe) sú porovnávané s medzispotrebou, pričom zakreslené sú len sektory, ktorých spotreba danej komodity presahovala 0.5% hranicu spotreby vzhľadom na medzispotrebu.

- (Eurostat, 2011) Použijeme tabuľku použitia a tabuľku dodávok z roku 2007 pre Španielsko. Názov indexovaných komodít
 - Uhlie, lignit a rešelina (Coal and lignite; peat)
 - Vyťažená ropa, plyn a služby spojené s ťažbou mimo prieskumu ložísk (Crude petroleum and natural gas; services incidental to oil and gas extraction excluding surveying)
 - Koks, ropné produkty z rafinérií a nukleárne palivo (Coke, refined petroleum products and nuclear fuels)
 - Elektrická energia, plyn, pary a teplá voda (Electrical energy, gas, steam and hot water)

Dáta s ktorými pracujeme sú v súčasných cenách a v miliónoch EUR. V grafoch však budeme uvádzať len percentuálne vyjadrenie vzhľadom na medzisporebu (v tabuľkách nachádzajúcich sa v prílohe pod názvom „Total“).

Všetky odkazy týkajúce sa grafov a tabuliek, ktoré majú na začiatku označenia p (napr. p.graf 1.1.1) sa nachádzajú v prílohe. Číslo grafu , tabuľky odzrkadľuje v ktorej čisti prílohy sa daný objekt nachádza.

4.2 Postup pri konštrukcii ECM

Pracovať budeme s programom Eviews 5, ktorý má v sebe zahrnuté potrebné štatistické testy a procedúry, ktoré využívame pri ekonometrickom modelovaní. Časť dát si ponecháme, aby sme na nich mohli otestovať vytvorené prognózy. Pri tvorbe VECM modelov postupujeme nasledovne :

- i. *Transformácia dát* – pozri predchádzajúcu časť 4.1 Dáta
- ii. *Logaritmovanie* – Po transformácii dát, pomocou ktorej sme odstránili inflačný vplyv, dáta z logaritmujeme a tým stabilizujeme rozptyl časového radu.
- iii. *Test stacionarity dát* – Modelovať môžeme len so stacionárnymi dátami. Na overenie stacionarity použijeme testy jednotkového koreňa ADF a PP test, ak si nebudeme istý výsledkom, tak použijeme KPSS test. Výsledky testov sú uvedené v v tabuľkách nachádzajúcich sa v prílohe.

- iv. *Tvorba VAR modelu* – Testy jednotkového koreňa potvrdili stacionaritu pri prvých diferenciách, čo nás posúva k hľadaniu kointegračných vzťahov. Z časových radov, medzi ktorými očakávame kointegračný vzťah, vytvoríme VAR model a testom pre výber optimálneho počtu lagov (časť 3.9.2) zistíme ich odporúčaný počet.
- v. *Zahrnutie exogénnych vysvetľujúcich premenných* – Štrukturálne zlomy v časových radoch narúšajú kointegračný vzťah medzi nimi, preto v období štrukturálneho zlomu je vhodné vložiť do modelu umelú premennú a tým sa odstráni nežiaduci vplyv na kointegračný vzťah.
- vi. *Kointegračný vzťah otestujeme Johansenovym testom* – Pri používaní Johansenovho testu nesmieme mať v exogénnych premenných zahrnutý časový rad, ináč nám test nevie zaručiť kointegračný vzťah. Pri Johansonovom teste špecifikujeme deterministický člen pre kointegračnú rovnicu a pre VAR model (časť 3.7). Na výber máme z 5 možností, v našom prípade je vhodná II., III., ale aj IV. Špecifikácia.
- vii. *V-ECM* – Ak test potvrdil kointegračný vzťah (alebo viacero vzťahov), tak vytvoríme vektorový model s korigujúcim členom chyby. Ak sú kointegračné koeficienty (β_i) spolu s koeficientmi rýchlosti návratu k rovnováhe (α_i) signifikantné, interpretovateľné, podmienky stability (3.47) kointegračného vzťahu sú splnené, rezíduá kointegračného vzťahu sú z normálneho rozdelenia s konštantným rozptylom, potom kointegračný vzťah medzi časovými radmi pri zahrnutí lagovaných a exogénnych premenných existuje.
- *Nie vždy kointegračný vzťah existuje, v takom prípade vytvoríme OLS model (Ordinary Least Squares) s diferencovanými premennými (potvrdená stacionarita premenných pri prvých diferenciách), bez zahrnutia kointegračného vzťahu. Nakoniec otestujeme stabilitu modelu (bod ix.)*
- viii. *OLS* – Kointegračný vzťah spolu s umelými a lagovanými premennými zahrnieme do modelu OLS (Ordinary Least Squares). Do OLS modelu pridáme diferencované premenné, ktoré nie sú v kointegračnom vzťahu s vysvetľujúcou premennou.
- ix. *VECM* – Na koniec otestujem rezíduá modelu OLS s kointegračným vzťahom (VECM model) testami
- White-ov test heteroskedasticity
 - Breusch-Godfrey test autokorelácie rezíduí

▪ Jarque-Bera test normality

Testy by mali potvrdiť konštantný rozptyl rezíduí, zamietnuť ich autokoreláciu a posledný test stanoví, či rezíduá sú z normálneho rozdelenia. Ak to testy nepotvrdia, model musíme upraviť.

- x. Nakoniec vytvoríme prognózu pre roky 2004 – 2008 s konfidenčným intervalom (s 95% spoľahlivosťou) ktorého hranice vypočítame,

$$\text{dolná hranica} = \hat{\delta} - 1.96 * SE$$

$$\text{horná hranica} = \hat{\delta} + 1.96 * SE$$

Kde $\hat{\delta}$ je odhad modelu pre vysvetľovanú premennú a SE je štandardná chyba modelu. Vytvorenú prognózu porovnáme s reálnymi dátami, ktoré sme si odložili.

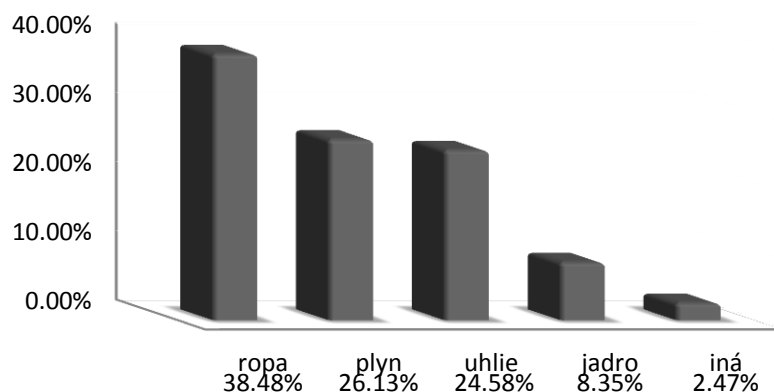
Definujme si „medziročnú spotrebu“

$$\text{medziročná spotreba} = \text{spotreba v roku } (X) - \text{spotreba v roku } (X - 1)$$

4.3 USA

Na grafe 4.3.1 môžeme vidieť podiel jednotlivých druhov energií na celkovej spotrebe, ktorá v roku 2008 dosahovala úroveň 121,6 mil. TJ.

graf 4.3.1 USA - zloženie spotreby energie, rok 2008



Ropa mala v roku 2008 najvyšší podiel na celkovej spotrebe, splynúcim časom sa však znižuje (p.graf 1.1.1).

4.3.1 Ropa

Vysoký podiel spotreby ropy pokrýva import v roku 2008 na úrovni 55,08% (BP, 2009) z celkovej spotreby. Na grafe (p.graf 1.1.2) je podiel importovaných nerastných surovín ropy a plynu vzhľadom k medzispotrebe na úrovni 50,8%; export 0,8%; zásoby poklesli o 1,3% vzhľadom k medzispotrebe. Preto môžeme očakávať negatívny vplyv importovaných cien na spotrebu ropy. Najväčšia časť importovanej a vytťaženej ropy sa spracováva v rafinériách, kde sa upravuje na ropné produkty, tie sa následne distribuujú do rôznych odvetví. Časť spotreby pokryje transport; chemický priemysel; vláda, no najväčšia časť pripadá na primárnu spotrebu domácností (Personal consumption expenditures), a to zhruba na úrovni 40% z medzispotreby (p.graf 1.1.6, p.graf 1.1.7), tým sa časť spotreby ropy priamo premietne do primárnej spotreby (C). Ak uvažujeme, že náklady na výrobu produktu sú započítané v jeho cene, potom aj vynaložené náklady na ropu (transportovaním tovarov z fabriky do fabriky, ...) sú zarátané do ceny tovaru. Produkty určené pre konečnú spotrebu spotrebúvajú domácnosti, vláda alebo sa exportujú do zahraničia. Úvahou sme sa opäť dopracovali k primárnej spotrebe. Export ropnej suroviny a ropných produktov bol v roku 2008 na úrovni 10,7% (BP, 2009) z celkovej spotreby ropy.

Kointegračný vzťah medzi časovými radmi **rHDP** a **ROPA** (názov modelu „mUSA_ropa_1“) potvrdil Johansenov test (p.tab 3.1), v ktorom sme na základe testu pre optimálny počet lagov a za pomoci informačných kritérií (LR, FPE, AIC, SC, HQ)¹ vybrali ich odporúčaný počet. Ak nám informačné kritéria vo VAR modeli navrhli $p - lagov$, potom kointegračný vzťah sme testovali s $(p - 1) lagmi$ zahrnutými vo VEC modeli. Do modelu mUSA_ropa_1 sme zahrnuli 3 lagované premenné, tiež umelú premennú (rok 1999). Kointegračný vzťah

$$(KR - mUSA_ropa1) \quad \ln(ROPA) = 0.7206 + 0.3334 * \ln(rHDP)$$

¹LR – sekvenčne modifikovaný LR štatistický test

FPE – konečná chyba predikcie

AIC – Akaike-ho informačné kritérium

SC – Schwarz-ovo informačné kritérium

HQ – Hannan-Quinn informačné kritérium

potvrdil naše očakávanie, s rastúcim HDP narastá aj spotreba ropy, koeficienty sú interpretovateľné, ale nie sú splnené teoretické predpoklady, rezíduá nepochádzajú z normálneho rozdelenia. (Pre zaujímavosť sme vytvorili model mUSA_ropa1, pripravili prognózu a porovnali s reálnymi dátami (p.graf 5.1.2). Prognóza nebola presná, aj keď parametre s koeficientami boli signifikantné a interpretovateľné (p.tab 4.1). Týmto sme chceli upozorniť na nevyhnutnú obozretnosť pri spracovávaní dát a teoretickými predpokladmi.)

Druhý kointegračný vzťah sme vystavali na redukovanom HDP (rHDPi). Johansenov test potvrdil kointegráciu pri 3 lagoch s použitím jednej umelej premennej (rok 1999) a zahrnutím konštanty do KR a VAR modelu. Test je uvedený v tabuľke (p.tab 3.1). Ako v predošlom prípade, ani tu neboli splnené teoretické predpoklady, rezíduá nie sú z normálneho rozdelenia.

$$\text{(KR – mUSA_ropa2)} \quad \ln(ROPA) = 0.5521 + 0.3602 * \ln(rHDPi)$$

Štatistiky modelu mUSA_ropa2 s neplatným kointegračným vzťahom sú v (p.tab 4.1), graf prognózy sa nachádza v prílohe (p.graf 5.1.4)

Pri zostrojovaní Kointegračného vzťahu, ktorý by spĺňal teoretické predpoklady sme neboli úspešní. Pri modelovaní, časové rady vykazovali značné znaky kointegrácie a dobrej interpretácie koeficientov, no vždy kointegračný vzťah stroskotal na teoretických predpokladoch, čo mohlo byť spôsobené vysokým rozptylom spotreby ropy od roku 1965 do roku 1986. Vynechaním týchto dát sa nám počet pozorovaní zredukuje na 17, pre tento nízky počet sme sa už nepokúšali hľadať kointegračný vzťah na zredukovaných dátach, ale pristúpili sme k modelovaniu diferencií časových radom. Výsledné štatistiky modelu mUSA_ropa3 sú uvedené v taulke (p.tab 4.3). Rovnica modelu má tvar

mUSA_ropa3

$$D(\ln(ROPA)) = -0.0272 + 0.9707 * D(\ln(rHDPi)) - 0.0331 * D(\ln(tcROPA)) + \\ + 0.4379 * D(\ln(ROPA(-1))) - 0.0559 * (rok 1980)$$

Koeficienty môžeme interpretovať nasledovne:

Ak zaznamenáme medziročný rast rHDPi (reálny hrubý domáci produkt – investície do hrubého fixného kapitálu) na úrovni 1%, potom spotreba ropy vzrástla o 0.9707% z medziročného rastu spotreby ropy. Pri 89% hladine významnosti môžeme tvrdiť, že medziročný nárast „transformovanej“ importovanej ceny ropy (tcROPA) o jeden percentuálny bod, má za následok medziročný pokles v spotrebe ropy o 0.0331%. Nárast predchádzajúceho medziročného rastu (pokles) spotrebovanej ropy o 1%, znamená nárast (pokles) o 0.4379% medziročného rastu spotrebovanej ropy. Hladina medziročného rastu spotrebovanej ropy v roku 1980 (nepokoje v Iráne) klesla o 5.59 % .

4.3.2 Plyn

Najväčším importérom plynu do krajiny je Kanada, v roku 2008 to bolo na úrovni 15.89%, pričom export dosahoval hladinu takmer 4% vzhľadom na celkovú spotrebu plynu (BP, 2009). Časť plynu sa spotrebuje na výrobu elektriny, zvyšok sa upravuje a distribuuje do domácností či firiem. Podľa grafu (p.graf 1.1.8) primárna spotreba pokrýva až 70% distribuovaného plynu vzhľadom na medzispotrebu. Najväčšia časť spotreby plynu z medzispotreby pripadá na štát a štátne podniky (State and local government enterprises), potravinársky, chemický, papierenský priemysel, poskytovateľov vzdelávacích služieb, podľa grafu (p.graf 1.1.9) má spotreba plynu takmer vo všetkých odvetviach zastúpenie. Môžeme teda očakávať významnú súvislosť medzi spotrebou ropy a HDP, respektíve rHDPi.

Kointegračný vzťah

$$(KR - mUSA_plyn1) \quad \ln(PLYN) = 0.1433 + 0.3485 * \ln(rHDPi)$$

sme získali zahrnutím 3 lagov a jednej umelej premennej (rok 1986 – najprudší pokles ceny plynu, prevyšujúca ponuka). Kointegračný vzťah sme mohli zahrnúť do modelu mUSA_plyn1, keďže bol potvrdený Johansenovým testom (p.tab 3.1). Pokúšali sme sa do modelu pridať premennú odzrkadľujúcu cenu, no pre vysokú nesignifikantnosť bola z modelu odstránená, to isté platí o spotrebe elektriny. Avšak do modelu vstupuje

diferencovaná a logaritmovaná premenná odzrkadľujúca priemyselnú produkciu ($PROD_{USA}$). Testovali sme kointegračný vzťah medzi PLYN a $PROD_{USA}$, tiež medzi PLYN, $PROD_{USA}$ a rHDPi, testy a koeficienty nepreukázali, tak silný vzťah medzi premennými, aby sme ho mohli prehlásiť za kointegračný. Popisné štatistiky modelu sú uvedené v tabuľke (p.tab 4.1).

Kointegračný vzťah PLYN a rHDPi sa znovu potvrdil.

$$(KR - mUSA_plyn2) \quad \ln(PLYN) = 0.4841 + 0.3671 * \ln(rHDPi)$$

Tentoraz premenná odzrkadľujúca priemyselnú produkciu nebola štatisticky významná a oproti modelu mUSA_plyn1 je v modeli mUSA_plyn2 iná umelá premenná (rok 1982 – najvyššia cenová úroveň).

Prognózu urobíme pre model mUSA_plyn1, ktorý sme si zvolili na základe lepších štatistických vlastností. Prognóza na roky 2004 – 2008 je uvedená na grafe (p.graf 5.1.9).

Kointegračná rovnica KR – mUSA_plyn1 popisuje dlhodobý vzťah spotreby plynu a reálneho HDP očisteného o investície do hrubého fixného kapitálu (rHDPi). Koeficient kointegračnej rovnice interpretujeme: „Nárast rHDPi o 1%, znamená zvýšenie spotreby plynu o 0.3671% z dlhodobého hľadiska“. Koeficient rýchlosti návratu k rovnováhe α , nám hovorí, aký podiel na vysvetlení medziročnej spotreby plynu má kointegračný vzťah. Pre model mUSA_plyn1 je $\alpha = -0.3234$, čo znamená podiel kointegračného vzťahu na vývoji medziročnej spotreby plynu na úrovni 32,34%, pričom rHDPi sa priamo podieľa 11,27% (-0.3234×0.3485), t.j. ak medziročný rast rHDPi vzrastie o 1%, tak medziročná spotreba plynu ($\Delta PLYN$) vzrástla o 0.1127%. V roku 1986 hladina medziročnej spotreby plynu sa znížila o 10,54%. Medziročný nárast produkcie ($PROD_{USA}$) o 1 % spôsobil medziročný nárast v spotrebe plynu o 0.4664 % .

4.3.3 UHLIE

Import vyťaženého uhlia do krajiny je na úrovni 3.1% a export pokrýva 4.6% vzhľadom k medzispotrebe. Najväčšia časť spotreby 64,1% z medzispotreby pripadá na výrobu

elektrickej energie, zvyšok sa spotrebúva v hutníckom priemysle a iných odvetvia. Do modelu s kointegračným vzťahom sme sa snažili zahrnúť parametre, ktoré by odzrkadľovali čo najvernejšie rozloženie spotreby uhlia. Vzťah overený Johansenovým testom (p.tab 3.1)

(KR – mUSA_uhlie1)

$$\ln(UHLIE) = -0.5296 + 0.3974 * \ln(Elektrina) + 0.1311 * \ln(Prod)$$

nemôžeme prehlásiť za kointegračný, lebo rezíduá nepochádzajú z normálneho rozdelenia. Nastala rovnaká situácia, ako pri modelovaní spotreby ropy. Neúspech pri hľadaní kointegračného vzťahu nás posunul k modelovaniu časových radov cez diferencie. Výsledný model mUSA_uhlie2 s popisnými štatistikami v tabuľke (p.tab 4.3) a vytvorenou prognózou v grafe (p.graf 5.1.13) má tvar

mUSA_uhlie2

$$\begin{aligned} D(\ln(UHLIE)) = & +0.2492 * D(\ln(PROD)) + 0.3862 * D(\ln(Elektrina)) \\ & +0.0462 * D(\ln(rcPLYN)) - 0.0513 * D(\ln(rcUHLIE)) \\ & -0.0393 * (rok\ 1978) + 0.0664 * (rok\ 1979) \end{aligned}$$

Konštantu sme do regresnej rovnice nezahrnuli, keďže jej koeficient bol veľmi nízky (0.0017) a nesignifikantný (p-hodnotou 0.7028). Koeficienty interpretujeme podobne, ako pri modeli mUSA_ropa3. V roku 1978 nastal výrazný pokles v spotrebe uhlia a vzápätí na to v roku 1979 prudký rast, v týchto rokoch začala aj druhá ropná kríza.

4.3.4 HDP a spotreba energie

Doteraz sme sa snažili modelovať spotrebované množstvo určitého druhu energie finálnou (primárnou) spotrebou, respektíve hrubým domácim produktom. V tejto časti pristúpime k modelovaniu z opačnej strany. Našou vysvetľovanou premennou bude reálny HDP a vysvetľujúcimi premennými ropa, plyn, uhlie, primárna energia a iné významné premenné.

Kointegračný vzťah medzi HDP a primárnou energiou, medzi HDP a ropou, plynom, uhlím nebol dostatočne presvedčivý, zlyhávali teoretické predpoklady pre korigujúcu

premennú α (3.47), alebo vysoké hodnoty či opačné znamienko koeficientov v kointegračných vzťahoch, ktoré nie sú interpretovateľné. Rozhodli sme sa preto rozdeliť HDP na spotrebnú časť (rHDPi) a investičnú časť (rGFCF), ktoré sme následne modelovali VECM modelmi.

Kointegračný vzťah so zastúpením rHDPi

(**KR – mUSA_rHDPi**)

$$\ln(rHDPi) = 6.0735 + 0.3935 * \ln(UHLIE) + 0.1691 * \ln(ROPA) + 0.0214 * trend$$

Štatistické vlastnosti modelu sa nachádzajú v tabuľke (p.tab 4.2) , Johansenov test (p.tab 3.1), graf s overenou prognózou (p.graf 5.1.15). V modely je zahrnutá umelá premenná - rok 1982 (v tomto roku finálna spotreba (rHDPi) výrazne klesla oproti predchádzajúcemu roku, v rokoch 1980-1982 nastala recesia v ekonomike USA) Koeficienty pri vysvetľujúcich premenných v kointegračnom vzťahu interpretujeme z dlhodobého hľadiska : Nárast spotreby uhlia o 1% sa premietne do rHDPi 0.3935% nárastom. Nárast v spotrebe ropy o 1% spôsobí nárast rHDPi o 0.1691%. Kladný koeficient pri trende odráža rastúcu spotrebu v čase. Kointegračný vzťah vysvetľuje vývoj medziročnej zmeny vo finálnej spotrebe (rHDPi) 40,46% podielom . V roku 1982 bol zaznamenaný medziročný pokles vo finálnej spotrebe na úrovni 4,88%.

V kointegračnom vzťahu pre rGFCF

(**KR – mUSA_rGFCF**)

$$\ln(rGFCF) = 2.6321 + 1.2430 * \ln(PROD_{USA})$$

sme otestovali reštrikciu ($\beta_1 = 1, \beta_2 = -1$), ktorú test LR pre reštrikcie nezamietol. Kointegračná rovnica s reštrikciou

$$\ln(rGFCF) = 3.8755 + \ln(PROD_{USA})$$

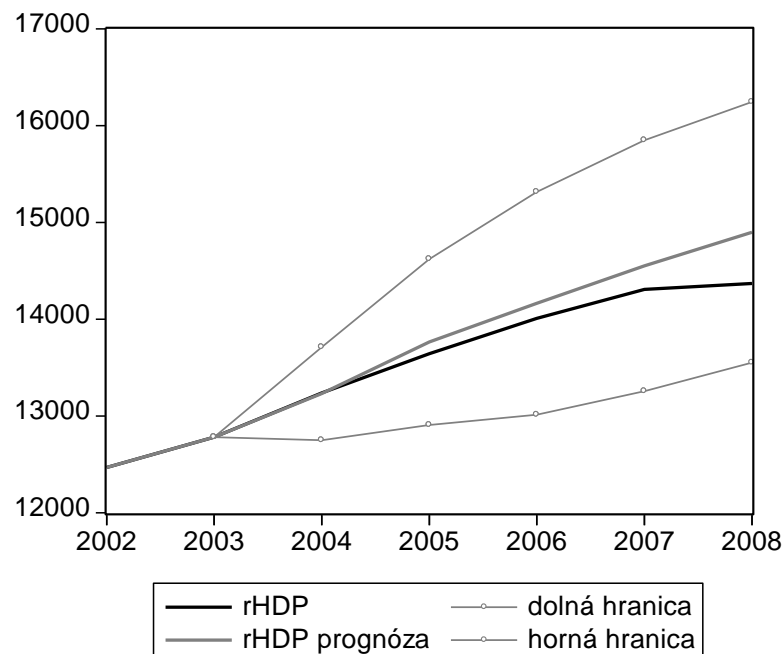
a korigujúci člen α sa zmenil z hodnoty -0.0763 na -0.0524. Reštrikciu v modely sme vykonali z dôvodu overenia redukcie koeficientu pri vysvetľujúcej premennej $PROD_{USA}$ (priemyselná produkcia). Koeficient z dlhodobého hľadiska naznačuje percentuálne rýchlejší nárast investícií do fixného kapitálu, ako je percentuálny nárast priemyselnej produkcie. Potom kointegračný vzťah hovorí o dlhodobo nízkej efektivite vynaložených

investícií do hrubého fixného kapitálu, čo je v rozpore s očakávaním, že investície z dlhodobého hľadiska zvyšujú efektívnosť. Preto reštrikčným testom sme hodnotu koeficientu znížili na 1 ($\beta_2 = -1$), a overujeme, či percentuálny nárast produkcie je rovný percentuálnemu nárastu investícií. Reštrikčný test stanovenú reštrikciu potvrdil. Prognóza je zobrazená na grafe (p.graf 5.1.17). Reštrikčný kointegračný vzťah vysvetľuje medziročnú zmenu v rGFCF na 5.24% hladine.

Modely pre rHDPi a rGFCF nám postačujú na vytvorenie prognózy pre rHDP. V dole uvedenej tabuľke (tab 4.3.1) je porovnanie prognózy rHDP s reálnymi dátami, zobrazené na grafe 4.3.2 .

tab. 4.3.1	2004	2005	2006	2007	2008
rHDP (mld. US \$)	13239.91	13645.05	14009.93	14309.31	14369.40
rHDP prognóza	13231.70	13765.57	14164.94	14552.48	14898.86
prognostická chyba	-0.06%	0.88%	1.11%	1.70%	3.68%

Graf 4.3.2 Prognóza vývoja rHDP pre USA



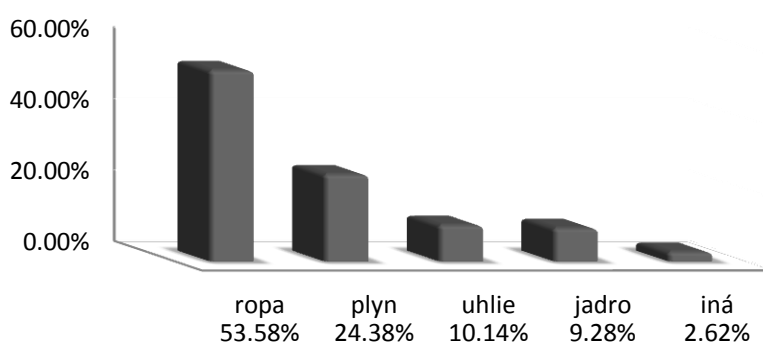
Výsledky prognóz vynímajúc prognózy na modeloch s porušenými teoretickými predpokladmi existencie kointegračného vzťahu sú uspokojivé, vzhľadom na počet dát,

s ktorými pracujeme. Zároveň si uvedomujeme, že výsledné koeficienty v modeloch môžu byť skreslené práve pre nízky počet dát.

4.4 Španielsko (E)

Historický priebeh spotreby energie je zobrazený na grafe (p.graf 1.2.1). V roku 2008 spotreba energie z ropy presahovala polovicu z celkovej spotreby energie (graf 4.4.1).

graf 4.4.1 E- zloženie spotreby energie, rok 2008



Očakávame, že krajina je silne závislá od energií získanej z ropy, ak sú tieto naše očakávania správne, tak existuje medzi hrubým domácim produktom a spotrebou ropy silný (kointegračný) vzťah.

4.4.1 Ropa

Energia pochádzajúca z ropy v roku 2008 predstavovala 53.58%-ný podiel na spotrebovanej energii v celej krajine. Import ropy v danom roku pokryl celú spotrebu v krajine (p.graf 1.2.4). Najvyššiu spotrebu ropných produktov spracovaných v rafinériách vykazovali odvetvia transportu (pozemný, potrubný, letecký) a priemyselná výroba (chemický priemysel) (p.graf 1.2.7).

Očakávania sformujeme pre redukovaný HDP (rHDPi) o investície do hrubého fixného kapitálu (GFCF). Investície do hrubého fixného kapitálu podporujú výrobu tým, že na výstup produktu z výroby sú potrebné nižšie náklady, čím je aj nižšia spotreba energie na produkt. To však neznamená, že investície majú negatívny vplyv na spotrebu energie, ale zároveň môžeme očakávať nižší kladný vplyv ako pri finálnej spotrebe. Preto očakávame

silnejší kointegračný vzťah medzi spotrebou ropy a ukazovateľom rHDPi. Vo výrobe najvyužívanejšou formou spotreby energie je elektrina a plyn, pričom elektrina sa vyrába hlavne spaľovaním plynu, uhlia a štiepením jadra. Energia z ropy sa najčastejšie využíva pri transporte tovarov a osôb po cestnej komunikácii, teda môžeme očakávať nárast spotreby ropy, ak vzrastie množstvo prepravovaného materiálu na kilometer, čo zachytáva časový rad ROAD. Španielsko je krajinou, ktorá je silne závislá od importu ropy, preto očakávame, že ceny importovanej ropy budú mať negatívny vplyv na jej spotrebu .

Ako sme predpokladali, existuje kointegračný vzťah medzi spotrebou ropy (ROPA) a rHDPi, ktorý potvrdil Johansenov test (p.tab 3.2) po zahrnutí troch lagov a dvoch umelých premenných.

$$(\mathbf{KR} - \mathbf{mE_ropa}) \quad \ln(ROPA) = -4.9622 + 0.9329 * \ln(rHDPi)$$

Kointegračný vzťah sme zahrnuli do modelu mE_ropa, do ktorého sme následne pridali diferencovanú a logarimovanú premennú ROAD (D(l_ROAD)), v modeli sa potvrdili naše očakávania, kde ROAD sa stala signifikantnou vysvetľujúcou premennou, naopak očakávania o importovanej cene ropy (tcROPA) neboli potvrdené, preto premenná nie je zahrnutá vo výslednom modeli, ktorého popisné štatistiky sa nachádzajú v tabuľke (p.tab 4.4), grafické znázornenie rezíduí (p.graf 5.2.1) a graf s overenou prognózou (p.graf 5.2.2). Koeficient pri finálnej spotrebe poukazuje na silný dlhodobý vzťah spotreby ropy k finálnej spotrebe. Nárast rHDPi o jeden percentuálny bod, vyvolá nárast spotreby ropy o 0.9329%. Koinegračný vzťah vysvetľuje zmenu medziročnej spotreby ropy na 32,81 % hladine. V roku 1980 medziročná spotreba ropy vzrástla o 13,65% a v roku 1993 znížila o 7.92%. Medziročný nárast o 1% v transporte tovarov po cestných komunikáciách, vyvolá 0.1019% nárast v spotrebe ropy.

4.4.2 Plyn

Najväčší podiel spotreby plynu pripadá priemyslu a elektrárňam (p.graf 1.2.9). Časť spotreby elektriny a plynu vykryva finálna spotreba (domácnosti, neziskové organizácie, vláda) vo výške 24.5% z medzispotreby (p.graf 1.2.8). Plyn má oproti rope rovnomernejšie zastúpenie v priemysle a primárnej spotrebe, vzhľadom na to, že jeho veľká časť sa

spotrebuje na výrobu elektriny. Očakávame kointegračný vzťah medzi spotrebou plynu (PLYN), hrubým domácim produktom (alebo jeho častí – investičnej (rGFCF) a spotrebnej (rHDPi)), produkciou elektriny (Elektrina) alebo produkciou v priemysle (PROD_E). Pri týchto zložkách predpokladáme, že ich nárast na vyššiu úroveň je odzrkadlený vo vyššej spotrebe plynu.

Kointegračný vzťah spĺňajúci teoretické predpoklady, predpoklady o znamienkach koeficientov pre zložky HDP (rHDPi, rGFCF); elektrinu a produkciu, sme nedokázali vytvoriť na dátach, s ktorými sme pracovali. Príčinou nášho neúspechu je chýbajúca premenná v modeli, ktorá odzrkadľuje spotrebu uhlia (UHLIE). Plyn, uhlie, štiepenie jadra či obnoviteľné zdroje sú použité pri výrobe elektrickej energie. Z týchto zdrojov je energia získaná štiepením jadra najlacnejšia (ak neocetujeme vplyv odpadového materiálu na životné prostredie a zanedbávame riziko zlyhania techniky vplyvom nepredvídateľných udalostí), preto sa tento zdroj energie uprednostňuje pred inými, o to viac, ak je krajina silne závislá od importu energetických zdrojov. Investície do jadrových elektrární nie sú malé a tiež časový horizont na ich výstavbu (alebo odstavenie) nie je krátky. Z tohto dôvodu výraznejšie zvýšenie produkcie elektrickej energie z roka na rok pri jadrových elektrárnach nie je uskutočniteľné. Na druhej strane je energia získaná z obnoviteľných zdrojov pri súčasných technológiách príliš drahá, preto je tiež nepravdepodobné vykryť týmto zdrojom prevyšujúci dopyt. Plyn a uhlie môžeme z hľadiska výroby elektrickej energie (alebo tepla) považovať za „dokonalé nahraditeľné“, t.j. ak celkové náklady na spotrebu uhlia budú na vyššej úrovni ako náklady spojené so spotrebou plynu, tak uhlie nahradíme plynom. Získať väčšie množstvo tohto zdroja na vykrytie dopytu je jednoduchšie. Preto spotrebu uhlia (UHLIE) považujeme za oprávnenú vysvetľujúcu premennú vstupujúcu do kointegračného vzťahu. Kointegračný vzťah je potvrdený Johansenovým testom pri štvrtej špecifikácii a po zahrnutí jedného lagu a umelých premenných – rok 1984 (výrazný pokles v spotrebe plynu); rok 1997 (vysoký nárast spotreby uhlia oproti roku 1996) (p.tab 3.2). Hodnota koeficientu pri l_rHDP bola vo výške 1.8984, pričom my sme očakávali hodnotu menšiu alebo rovnú 1, inak nárast (pokles) hodnoty rHDP by znamenal takmer dvojnásobný nárast (pokles) v spotrebe plynu a to je následne v rozpore s historickým vývojom efektívnosti využívania energie (grafy 2.1-2.4 v druhej kapitole).

Následne sme do VEC modelu zahrnuli reštrikciu ($\beta_{l_{rHDP}} = -1, \beta_{l_{PLYN}} = 1$), ktorá bola potvrdená. Kointegračný vzťah sme zahrnuli do modelu mE_plyn.

(**KR – mE_plyn**)

$$\ln(PLYN) = -10.5442 + \ln(rHDP) - 0.3770 * \ln(UHLIE) + 0.0860 * trend$$

Popisné štatistiky sú uvedené v tabuľke (p.tab 4.4), graf s overenou prognzou (p.graf 5.2.4). Koeficienty poukazujú na rovnomerný podiel nárastu vo finálnej spotrebe a spotrebe plynu, 1% nárast rHDP poukazuje na 1% nárast v spotrebe plynu. Naopak nárast v spotrebe uhlia je odzrkadlený v poklese o spotreby plynu o 0.3770%. Kladný koeficient trendovej zložky odzrkadľuje nárast spotreby plynu s pribúdajúcim časom. Kointegračný vzťah vysvetľuje medziročný vývoj spotreby plynu na úrovni 84,68%. Umelé premenné nie sú významné preto ich neinterpretujeme.

4.4.3 Uhlie

Import uhlia do krajiny dosahuje výšku 55,48% z medzispotreby (p.graf). Najväčšia časť spotreby pripadá na výrobu elektrickej energie – 75% z medzispotreby (p.graf)), zvyšok sa spotrebúje hlavne v hutníckom a chemickom priemysle. Primárna spotreba vykrýva len 1.68% spotreby uhlia z medzispotreby a spotreba elektrickej energie spolu s plynom neprekračuje hranicu 30% z ich medzispotreby. Preto očakávame kointegračný vzťah medzi spotrebou uhlia a spotrebou elektrickej energie; plynom; priemyselnou výrobou a tiež so zložkami HDP. Nárast HDP, nárast v spotrebe elektrickej energie, nárast produkcie v priemyselnej výrobe, by sa mal odzrkadliť vo vyššej spotrebe uhlia, naopak pri náraste spotreby plynu očakávame pokles spotreby uhlia.

(**KR – mE_uhlie**) $\ln(UHLIE) = -1.6065 + \ln(PROD_E) - 0.1310 * \ln(PLYN)$

Kointegračný vzťah potvrdil Johansenov test pri 1 lagu, 3. Špecifikácií a zahrnutí umelých premenných – rok 1988 (prudký pokles v spotrebe uhlia); rok 1989 (po poklese nastal prudký rast v spotrebe uhlia a až v roku 1990 dochádza k stabilizácii); rok 1996 (veľký prepád v spotrebe uhlia) (p.tab 3.2). Kointegračný koeficient $\beta_{l_{PROD}} = -1.8307$ vo VEC modeli nadobúda vyššiu hodnotu, akú by sme očakávali. Preto do modelu zahrnieme

reštrikciu $\beta_{l_{UHLIE}} = 1, \beta_{l_{PROD}} = -1$, ktorú LR test nezamietol pri 5% hladine významnosti, no pri 10% už áno (čo môže byť spôsobené nízkym počtom pozorovaní, 22). Rozhodli sme sa túto reštrikciu uplatniť v modely mE_uhlie, ktorého popisné štatistiky sú v tabuľke (p.tab 4.4), prognóza je zobrazená na grafe (p.graf 5.2.6). Nárast spotreby plynu o 1% spôsobí zníženie spotreby uhlia o 0.1310%, pričom nárast v priemyselnej produkcii o 1%, poukazuje na rovnaký 1% nárast spotreby uhlia. Kointegračný vzťah vysvetľuje medziročný vývoj sportreby uhlia na úrovni 79,13%. V roku 1988 bol zaznamenaný 21,10% medziročný pokles v spotrebe uhlia o rok neskôr medziročná spotreba vzrástla o 14,06%. V roku 1996 nastáva opäť medziročný pokles a to na úrovni 19,61%.

4.4.4 HDP a spotreba energie

Očakávaný kointegračný vzťah medzi HDP a množstvom spotrebovanej energie nemôžeme potvrdiť žiadnym modelom. Pri modelovaní boli najčastejšie porušené teoretické predpoklady redukujúceho člena α , pre ktorý platí ($-2 < \alpha < 0$). Modely zlyhávali aj na neprimerane vysokých hodnotách koeficientov, ktoré z ekonomického hľadiska nie sú interpretovateľné. Preto sme následne rHDP rozdelili na dve časti, spotrebnú (rHDPi) a investičnú (rGFCF). Kointegračný vzťah očakávame medzi rHDPi, spotrebovanou energiou pochádzajúcej z ropy (nárast rHDPi je odzrkadlený v náraste spotreby ropy), spotrebovanou elektrickou energiou (väčšie množstvo spotrebovanej elektrickej energie podporí rast rHDPi), spotrebovanou plynom (rast spotreby plynu sa premietne do rastu rHDPi) a spotrebovanou uhlím (očakávanie je rovnaké s očakávaním pri plyne). Výsledný kointegračný vzťah

(KR – mE_rHDPi)

$$\ln(rHDPi) = 6.4438 + 0.2237 * \ln(PLYN) + 0.1097 * \ln(UHLIE)$$

potvrdil Johansenov test (p.tab 3.2) pri 3. Špecifikácii s použitím 1 lagu a 3 umelých vysvetľujúcich premenných – rok 1976 (takmer dvojnásobný rast rHDPi oproti rastu v roku 1975, pričom energetická hodnota zo spotreby uhlia a plynu vykazovala nižší rast), rok 1981 (spotreba uhlia narástla o 20%, plynu o 9%, pričom rHDPi vzrástlo len o 0.02 % oproti predchádzajúcemu roku). Kointegračný vzťah je zahrnutý v modely mE_rHDPi a jeho popisné štatistiky sú v tabuľke (p.tab 4.5), overená prognóza (p.graf 5.2.8).

Tento kointegračný vzťah s uhlím a plynom ako vysvetľujúcimi premennými, interpretujeme: Nárast spotreby plynu o 1% sa odzrkadlí v 0.2237% náraste finálnej spotreby. Ak spotreba uhlia vzrastie o 1%, tak do v finálnej spotreby sa premietne jej 0.1097% nárastom. Kointegračný vzťah sa podieľa na medziročnom vývoji finálnej spotreby len 6.89%. V roku 1976 medziročná finálna spotreba vzrástla o 2.51% a v roku 1981 sa znížila o 2.39%.

Pri investičnej zložke rHDP (rGFCF) očakávame kointegračný vzťah s produkciou v priemyselnej výrobe a použitou energiou vo výrobe. Najviac používanou energiou vo výrobe je elektrina, plyn a uhlie. Preto ak zaznamenáme rast investícií do hrubého fixného kapitálu, tak sa to odrazí v náraste dopytu po energiách a to bude odzrkadené v spotrebe po energiách. Teda, ak narastie spotreba energie v priemyselnej oblasti, tak investície do hrubého fixného kapitálu (rGFCF) budú na vyššej úrovni. Kointegračný vzťah pre rGFCF

$$(\text{KR 1} - \text{mE_rGFCF}) \quad \ln(rGFCF) = 0.0220 + 1.0610 \ln(\text{Elektrina})$$

naznačuje, že hrubé investície do fixného kapitálu rastú takmer rovnakým tempom ako spotreba elektriny, 1% nárast v spotrebe elektriny je premietnutý 1,0610% nárastom rGFCF.

Druhý kointegračný vzťah zahrnutý do VEC modelu mE_rGFCF popisuje dlhodobý vývoj produkcie a spotrebovanej elektriny v krajine.

$$(\text{KR 2} - \text{mE_rGFCF}) \quad \ln(PROD_E) = 2.0442 + 0.4329 \ln(\text{Elektrina})$$

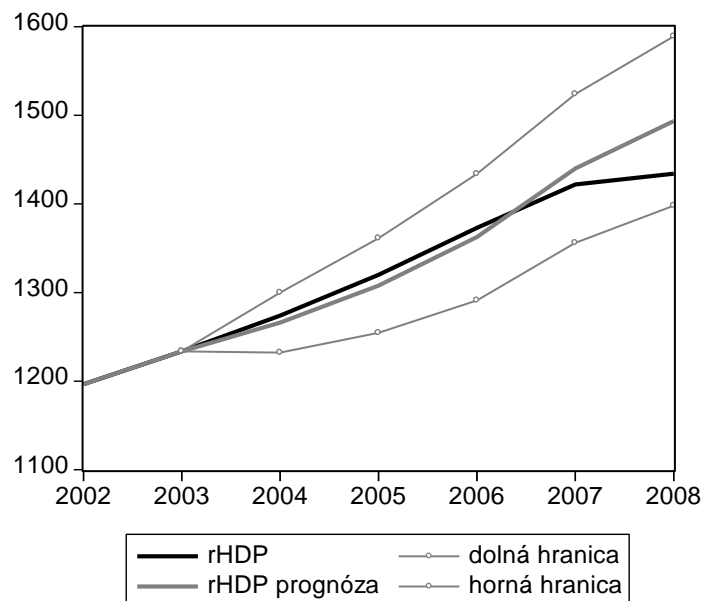
Z druhej kointegračnej rovnice vyplýva, že zvýšenie spotreby elektriny o 1% súvisí s nárast produkcie o 0.4329%.

Model mE_rGFCF podľa hodnôt koeficientov α_1, α_2 osciluje. Popisné štatistiky modelov sa nachádzajú v tabuľke (p.tab 4.5), overené prognózy sú v grafe (p.graf 5.2.10).

Výsledná prognóza vývoja reálneho hrubého domáceho produktu (rHDP) na roky 2004 až 2008 zostavená z modelov mE_rHDPi a mE_rGFCF na dátach do roku 2003 je zobrazená v grafe 4.4.2, hodnoty sú uvedené v tabuľke 4.4.1.

Tab. 4.4.1	2004	2005	2006	2007	2008
rHDP (mld. US \$)	1273.95	1319.99	1373.04	1421.96	1434.16
rHDP prognóza	1266.11	1307.88	1362.54	1440.06	1493.51
prognostická chyba	-0.62%	-0.92%	-0.76%	1.27%	4.14%

Graf 4.4.2 Prognóza vývoja rHDP pre Španielsko



Výsledky prognóz pokladáme za uspokojivé, vzhľadom na počet dát, s ktorými pracujeme. Zároveň si uvedomujeme, že výsledné koeficienty v modeloch, tak ako aj prognózy môžu byť skreslené práve pre nízky počet dát.

Záver

Diplomová práca sa zaoberá hľadáním dlhodobých aj krátkodobých vzťahov medzi hrubým domácim produktom a spotrebovanou energiou z ropy, plynu a uhlia. Spojené štáty americké a Španielsko sú krajiny, v ktorých sme hľadali a skúmali kointegračné vzťahy medzi už spomínaným spotrebovaným množstvom energie a hrubým domácim produktom. Kritériom výberu týchto krajín bol koeficient odzrkadľujúci spotrebované množstvo energie na jednotku hrubého domáceho produktu v roku 2008. Ďalším určujúcim kritériom výberu bol vývoj koeficientu od roku 1980 a posledným prístupnosť potrebných dát.

Vývoj koeficientu efektívnosti využitia energie pri Španielsku je od roku 1980 do roku 2008 takmer na konštantnej úrovni. Toto pozorovanie najlepšie odzrkadľuje kointegračný vzťah zahrnutý v modely opisujúcom spotrebu plynu, kde percentuálny nárast spotreby plynu je na rovnakej úrovni ako nárast reálneho HDP. Iný kointegračný vzťah v modely opisujúcom spotrebu ropy, upozorňuje na rovnaký percentuálny nárast finálnej spotreby (HDP – investície do hrubého fixného kapitálu) a spotreby ropy. Poznamenajme, že spotreba ropy a plynu sa podieľala na celkovej spotrebe energií v roku 2008 takmer 78% v Španielsku. Spolu s inými výsledkami kointegračných vzťahov môžeme usúdiť, že plyn, je ako energetický zdroj veľmi dôležitou súčasťou španielskej ekonomiky. Kointegračný vzťah pri modelovaní spotreby plynu v Španielsku tiež poukazuje na vzájomné dopĺňanie uhlia plynom v ekonomike, pričom v priemyselnej oblasti je elasticita nahradenia uhlia plynom na nižšej úrovni ako v celej ekonomike.

Koeficient efektívnosti využívania energie pri USA zaznamenáva klesajúcu tendenciu od roku 1980. Z časti túto informáciu potvrdzuje kointegračný vzťah zahrnutý v modely opisujúcom spotrebu plynu, kde 1% - ný nárast reálneho HDP poukazuje na 0,3485% nárast spotreby plynu. Na celkovej spotrebe energie sa spotreba plynu podieľala 26,13% v roku 2008. Preto nám tento výsledok dostatočne nepotvrdzuje vývoj koeficientu efektívnosti využitia energie.

Pri hľadaní kointegračných (dlhodobých) vzťahov medzi reálnym HDP a spotrebovaným množstvom energie sme boli úspešní len pri modelovaní spotreby plynu. Zostrojili sme 2 kointegračné vzťahy z 8 očakávaných. Avšak, keď sme reálny hrubý domáci produkt rozdelili na spotrebnú (HDP – investície do hrubého kapitálu) a investičnú časť (investície do hrubého fixného kapitálu), pomocou ktorých sme modelovali

spotrebované množstvo energie, tak pribudli ďalšie 4 kointegračné vzťahy. Kointegračný vzťah sme nenašli pri modelovaní spotreby ropy a uhlia v USA, preto sme spotrebu týchto energetických zdrojov modelovali cez diferencie časových radou pomocou obyčajnej metódy najmenších štvorcov.

Výsledné modely opisujúce vývoj spotreby energie v závislosti na HDP a modely zachytávajúce vývoj HDP v závislosti od spotrebovaného množstva energie vykazujú znaky vzájomného vzťahu, čo potvrdzujú aj prognózy, ktoré zachytávajú trend reálnej hodnoty vysvetľovanej premennej. Chyba prognózy HDP pre prvé tri roky (2004, 2005, 2006) sa pohybuje okolo 1%, v ďalších rokoch (2007, 2008) chyba prognóz vzrástla. Modely sme vytvárali, nie na príliš veľkom počte dát, preto odhadnuté koeficienty môžu byť skreslené spolu s prognózami. To však nič nemení na výsledku tejto práce, ktorou sme poukázali na energiu, ako na jeden z významných faktorov opisujúcich vývoj hrubého domáceho produktu. Tento výsledok nás utvrdzuje v opodstatnenosti zahrnutia energie do ekonomických modelov popisujúcich hospodársky výsledok danej krajiny.

Bibliografia

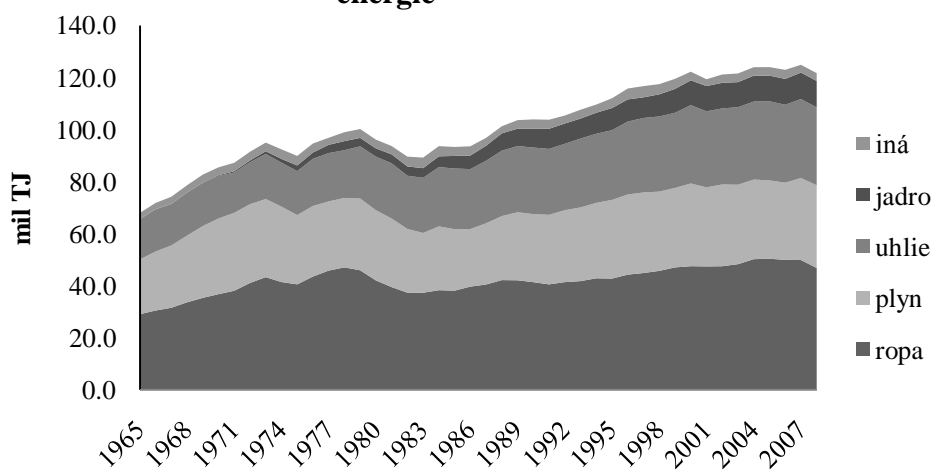
- bea.gov. 2011.** 2002 Summary Tables. [Online] 2011.
http://www.bea.gov/industry/io_benchmark.htm#2002data.
- Beláková. 2007.** Transmisie úrokových sadzieb z medzibankového sektora do klientskych sadzieb. *Diplomová práca*. Bratislava : UK 2007, 2007.
- BP. 2009.** Statistical Review of World Energy June 2009. [Online] 2009.
<http://www.bp.com/statisticalreview>.
- Brezová. 2010.** Ekonomické prostredie ako termodinamika. *Diplomová práca*. Bratislava : UK 2010, 2010.
- census.gov. 2011.** The 2011 Statistical Abstract. [Online] 2011.
<http://www.census.gov/compendia/statab>.
- circa.europa.eu. 2011.** Oceliarsky priemysel. [Online] 2011.
http://circa.europa.eu/irc/opoce/fact_sheets/info/data/policies/industrial/article_7275_sk.htm.
- Engle-Granger. 1987.** Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*. 1987, s. 251-276.
- Eurostat. 2011.** Supply, Use and Input-Output tables. [Online] 2011.
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/esa95_supply_use_input_tables/data/workbooks.
- Eurostat.eu. 2011.** Industry (NACE Rev.2). [Online] 2011.
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database.
- Hatrák, Michal. 2007.** *Ekonometria*. Bratislava : Jura Edition, 2007. ISBN 978-80-8078-150-7.
- Hromádkova. 2009.** Vplyv neorvnováh v ekonomike na vývoj cenovej hladiny. *Diplomová práca*. Bratislava : UK 2009, 2009.
- Judson, Schmalensee and Stoker. 1999.** Economic Development and the Structure of Demand for Commercial Energy. *The Energy Journal*. 1999.
- Juriová, Ing. Miroslav Kľúčik a Ing. Jana. 2011.** *Základy programovacieho jazyka EViews a ich aplikácia na analýzy, prognózy a rýchle odhady vývoja makroekonomických ukazovateľov 2. časť*. Bratislava : Infostat, 2011.
- OECD. 2011.** Country statistical profiles 2010. [Online] 2011.
<http://stats.oecd.org/Index.aspx>.
- phy.syr.edu. 2011.** [Online] 2011.
http://www.phy.syr.edu/courses/modules/ENERGY/ENERGY_POLICY/tables.html.
- statistics.sk. 2011.** [Online] 2011.
http://www.statistics.sk/pls/elisw/objekt.sendName?name=m_NUhdp.
- Stern, David I. 2010.** The Role of Energy in Economic Growth. s.l. : Australian National University, 2010.
- unitconversion.org. 2011.** [Online] 2011. <http://www.unitconversion.org/weight/tonnes-to-pounds-conversion.html>.
- Zivot, Wang. 2002.** *Modelling Financial Time Series with S-PLUS*. 2002.

Príloha

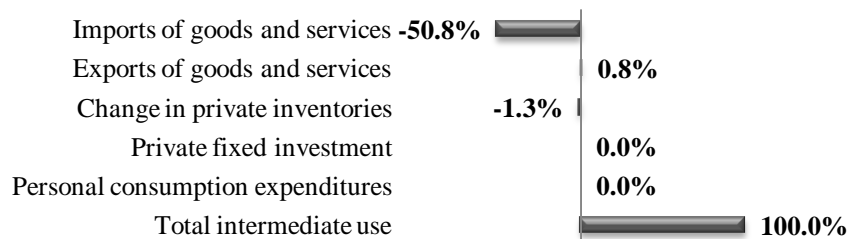
1. Spotreba energie podľa sektora

1.1 USA

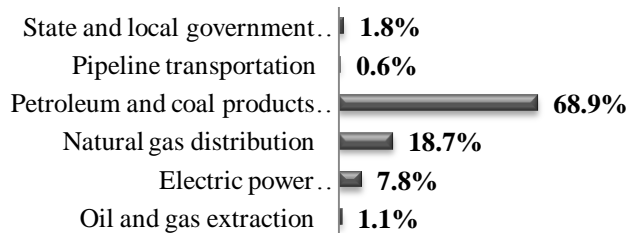
p.graf 1.1.1 USA - spotreba podľa typu získanej energie



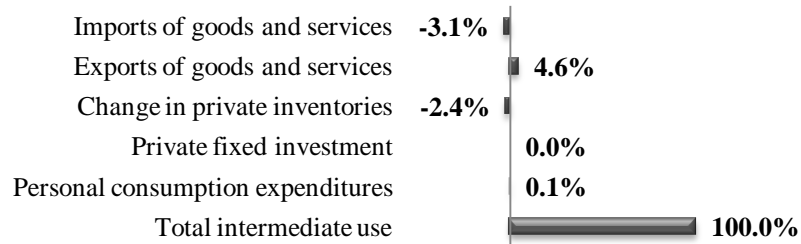
p.graf 1.1.2 USA - Oil and gas extraction



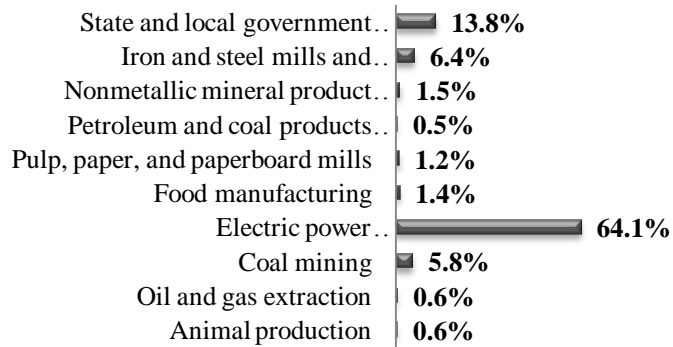
p.graf 1.1.3 USA - Oil and gas extraction T.I. use



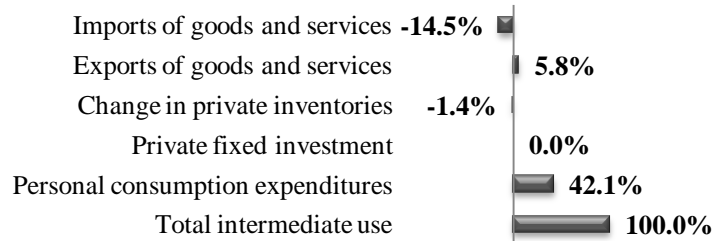
p.graf 1.1.4 USA - Coal mining



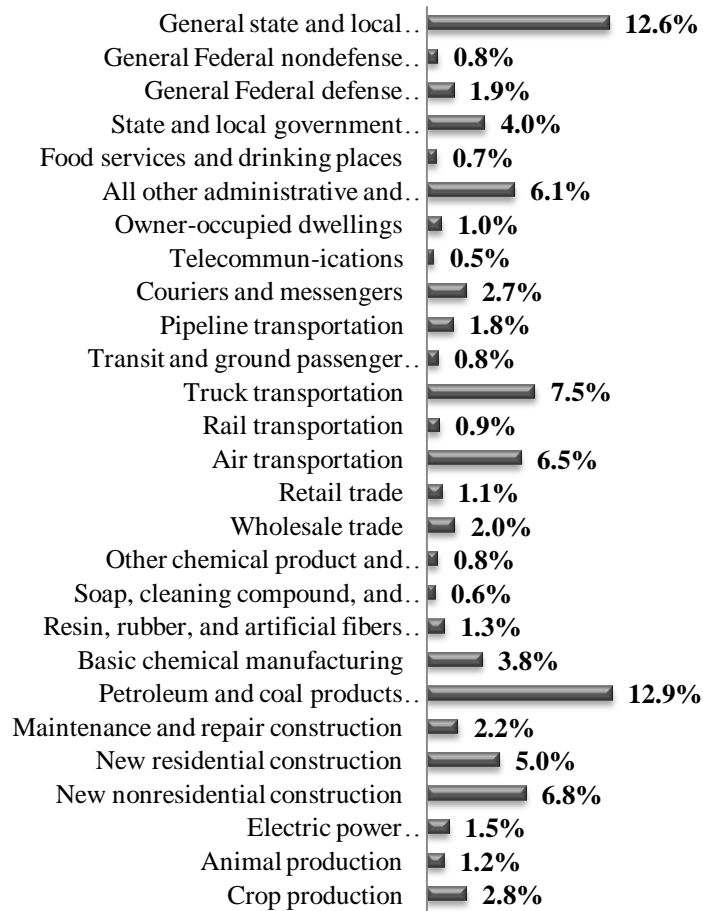
p.graf 1.1.5 USA - Coal mining T.I. use



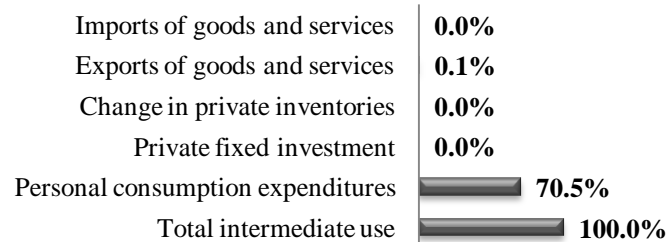
p.graf 1.1.6 USA - Petroleum and coal products



p.graf 1.1.7 USA - Petroleum and coal p. T.I. use

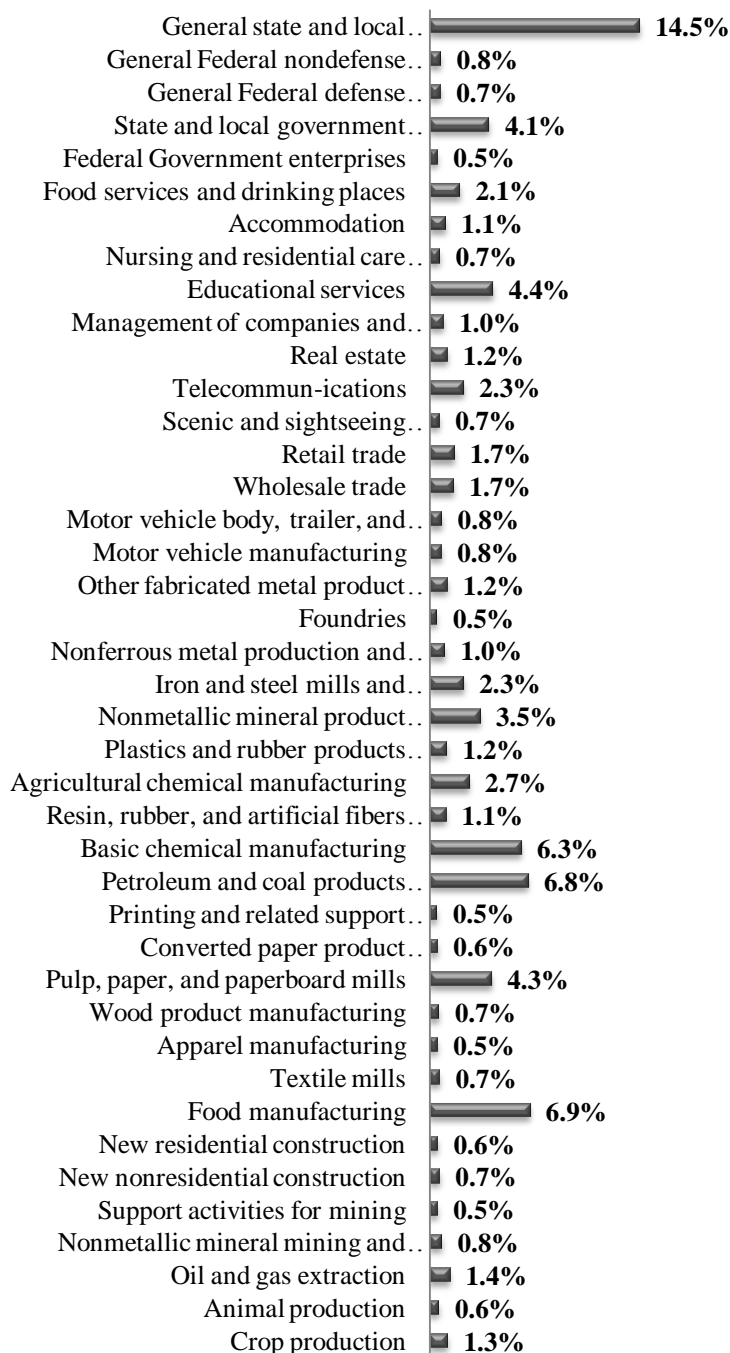


p.graf 1.1.8 USA - Natural gas distribution

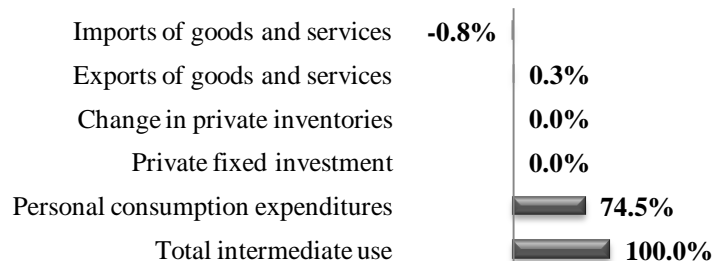


p.graf 1.1.9 USA - Natural gas distribution

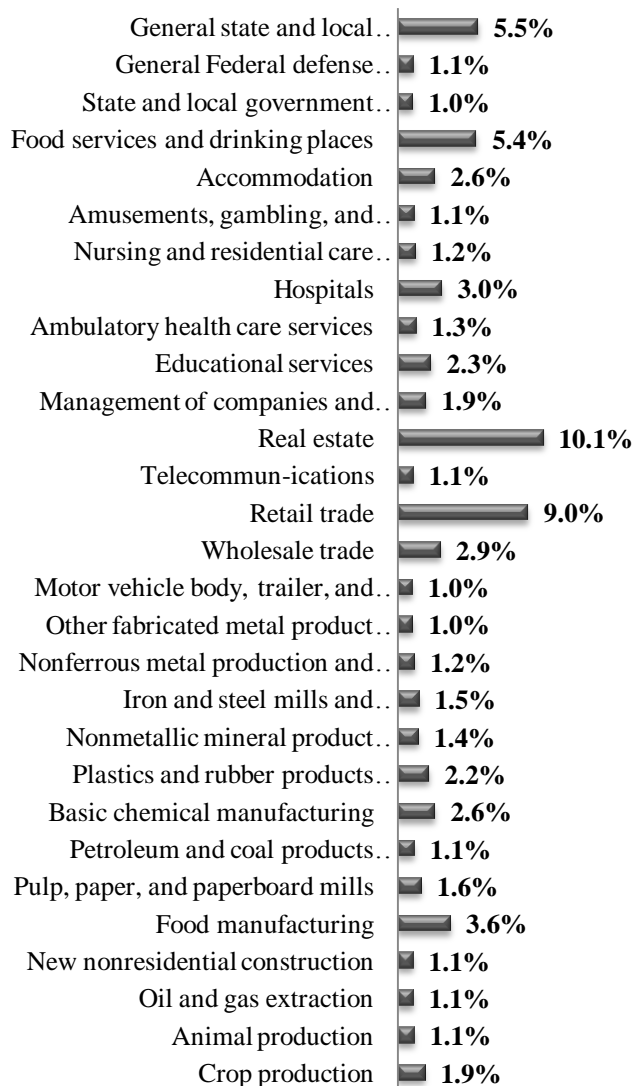
T.I. use



p.graf 1.1.10 USA - Electric power

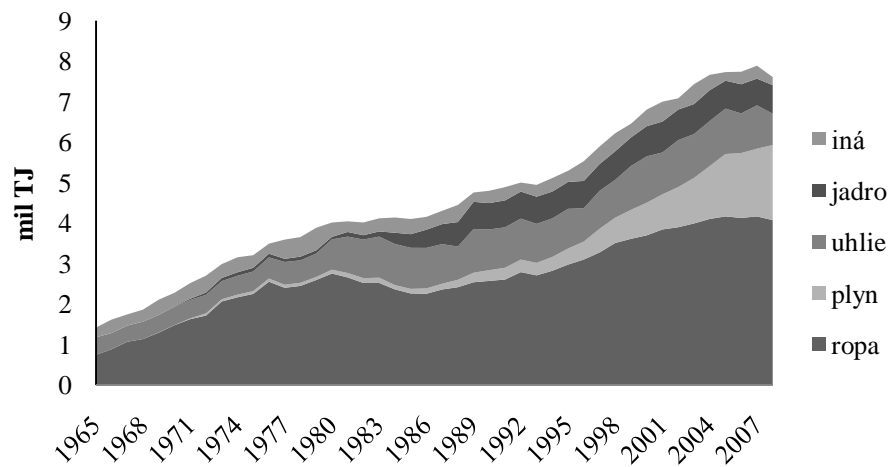


p.graf 1.1.11 USA - Electric power T.I. use

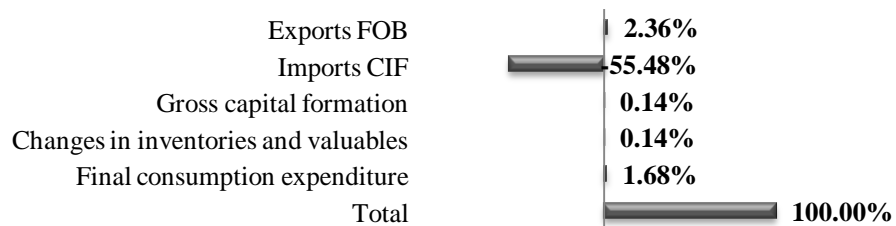


1.2 Španielsko

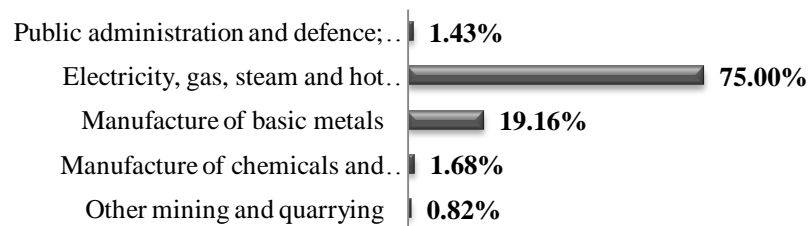
p.graf 1.2.1 E - spotreba podľa typu získanej energie



p.graf 1.2.2 E - Coal and lignite; peat

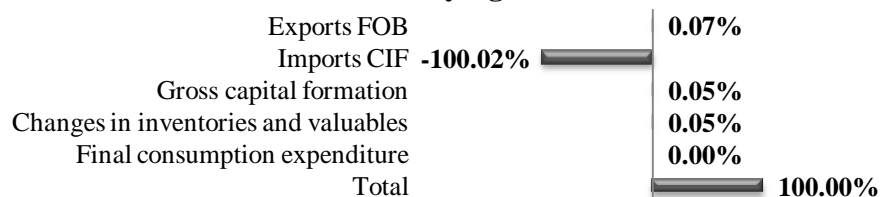


p.graf 1.2.3 E - Coal and lignite; peat T.I. use

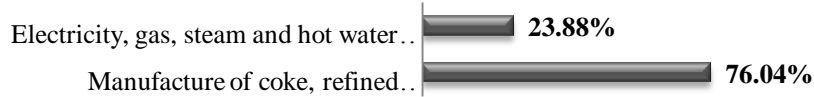


p.graf 1.2.4

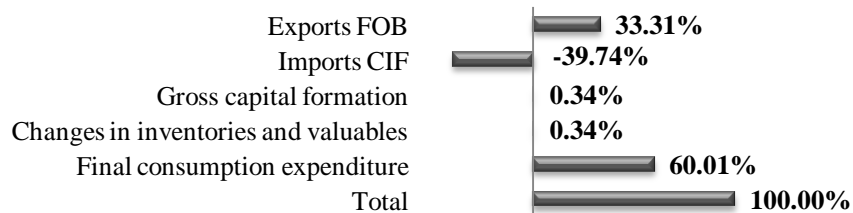
E - Crude petroleum and natural gas; services incidental to oil and gas extraction excluding surveying



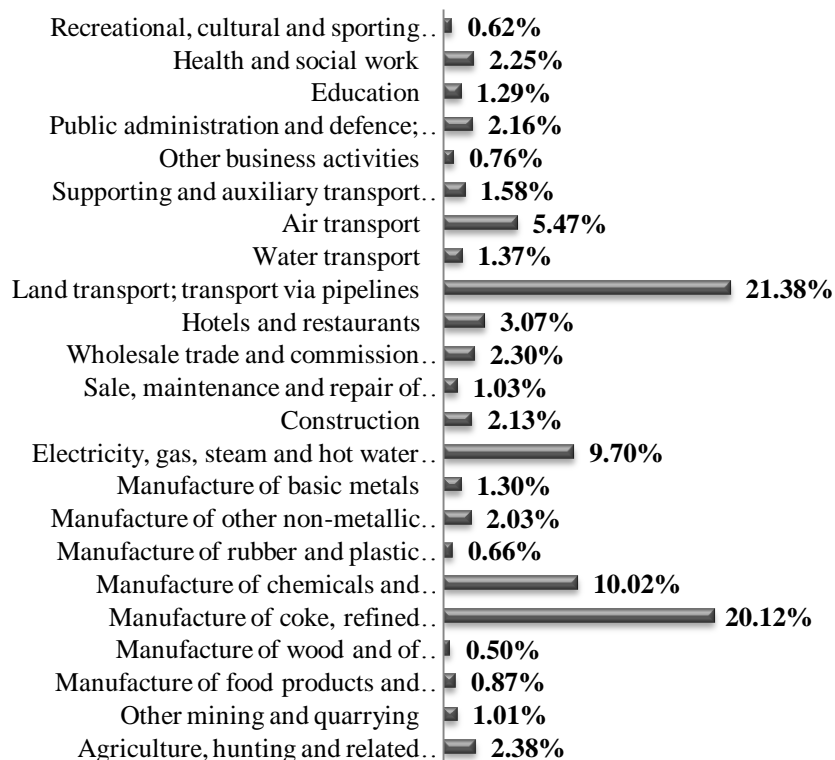
p.graf 1.2.5
E - Crude petroleum and natural gas; services incidental to oil and gas extraction excluding surveying T.I.use



p.graf 1.2.6
E - Coke, refined petroleum products and nuclear fuels

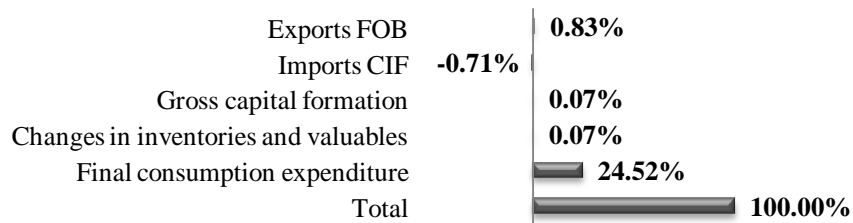


p.graf 1.2.7
E - Coke, refined petroleum products and nuclear fuels T.I.use



p.graf 1.2.8

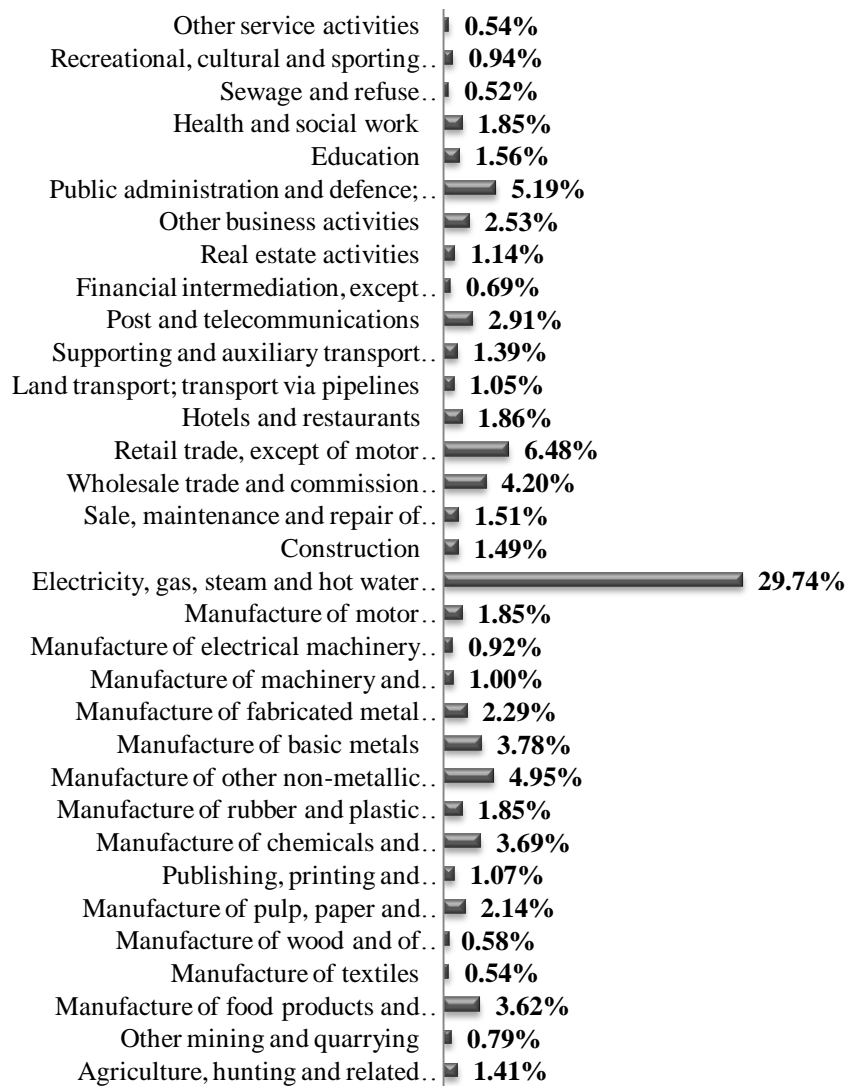
E - Electrical energy, gas, steam and hot water



p.graf 1.2.9

E - Electrical energy, gas, steam and hot water

T.I.use



2. Testy jednotkového koreňa

*, **, *** - označujú zamietnutie nulovej hypotézy pri 10%, 5%, 1% hladine významnosti.
l – značíme logaritmovanie dát

p.tab 2.1

	USA	I(0)		I(1)	
		konštanta	trend	konštanta	trend
I_ROPA	ADF	-2.775*	-3.036	-3.253**	-3.406*
	PP	-2.872*	-2.551	-2.920*	-3.132
	KPSS			0.238	
I_PLYN	ADF	-2.214	-2.082	-4.992***	-4.916***
	PP	-2.389	-2.460	-4.994***	-4.924***
I_UHLIE	ADF	-1.319	-0.321	-2.162	-4.156**
	PP	-1.245	-1.46	-7.436***	-7.310***
I_Elektrina	ADF	-2.425	-2.249	-5.887***	-6.170***
	PP	-3.071**	-2.288	-5.971***	-7.213***
I_rHDP	ADF	-1.204	-3.292*	-4.757***	-4.776***
	PP	-1.120	-2.604	-4.711***	-4.739***
I_rGFCF	ADF	-1.298	-3.697**	-4.811***	-4.690***
	PP	-1.355	-2.388	-3.649***	-3.738**
I_tcROPA	ADF	-1.187	0.333	-5.770***	-3.463*
	PP	-1.107	-0.629	-5.771***	-6.406***
I_TRANS	ADF	-1.361	-2.990	-4.362***	-4.226**
	PP	0.007	-3.042	-5.846***	-5.500***
I_RAIL	ADF	-1.334	-5.157***	-4.095***	-3.968**
	PP	0.519	-4.952***	-5.831***	-6.174***
I_PROD _{USA}	ADF	-0.71	-1.554	-5.083***	-4.787***
	PP	-0.734	-1.889	-5.997***	-5.790***
I_rcUHLIE	ADF	-2.952*	1.517	-1.190	-2.040
	PP	-1.612	2.414	-2.903*	-3.737**
	KPSS			0.213	0.158**
I_rcPLYN	ADF	-2.188	-4.757***	-2.770*	-2.776
	PP	-0.779	-1.613	-5.542***	-5.468***
	KPSS			0.104	

p.tab 2.2

	E	I(0)		I(1)	
		konštantá	trend	konštantá	trend
I_ROPA	ADF	-0.5990	-3.7253**	-2.5074	-2.4417
	PP	-0.5060	-1.5292	-4.8831***	-4.7660***
	KPSS			0.1141	0.1030
I_PLYN	ADF	1.9961	-2.0156	-5.3768***	-2.2188
	PP	0.8172	-2.3984	-5.2929***	-5.4634***
I_UHLIE	ADF	-2.7123*	-1.1021	-6.1776***	-7.1182***
	PP	-2.6579*	-1.1892	-6.3038***	-7.1087***
I_Elektrina	ADF	-0.1230	-1.8145	-4.6113***	-4.5387***
	PP	-0.1691	-1.7913	-4.6718***	-4.6019***
I_rHDP	ADF	0.0921	-2.8805	-3.5045**	-3.8226**
	PP	1.2365	-1.9859	-3.6438***	-3.9027**
I_rGFCF	ADF	-0.1980	-3.6223**	-3.4927**	-3.8712**
	PP	0.6265	-2.3109	-3.1982**	-3.3319*
I_rHDPi	ADF	-0.1362	-3.4828*	-4.1076***	-4.0150**
	PP	-0.4262	-2.4467	-3.4957**	-3.3801*
I_ROAD	ADF	-0.1772	-1.3426	-5.3976***	-5.3950***
	PP	-0.2223	-1.3426	-5.4238***	-5.3983***
I_tcROPA	ADF	-1.3486	-0.2083	-5.2369***	-4.4548***
	PP	-1.3840	0.1308	-5.2407***	-6.0784***
I_PROD _E	ADF	-0.8490	-2.7609	-3.5676**	-3.4319*
	PP	-0.8674	-2.2743	-3.4278**	-3.1039

3. Johansonov test kointegrácie

Poznámky:

Špec : 1 – bez konštanty a trendu v kointegračnej rovnici (KR) a vo VAR modele

2 – konštantu v KR

3 – konštantu v KR a vo VAR

4 – konštantu a trend v CE a konštantu vo VAR

5 – konštantu a trend v CE a lineárny trend vo VAR

počet lagov – počet lagov prvých diferencií.

H₀ – nulová hypotéza pre testovaciu štatistiku **λ-trace**, **λ-max**, kde n označuje počet kointegračných vektorov

pKR trace, **pKR max** – počet kointegračných rovníc pri trace a max štatistike s 5% úrovňou významnosti.

*, **, *** - označujú zamietnutie nulovej hypotézy pri 10%, 5%, 1% hladine významnosti.

p.tab 3.1

model	Špec	počet lagov	H ₀	lambda trace	p-hodnota	pKR trace	lambda max	p-hodnota	pKR max
mUSA_ropa1	3	3	n=0	48.680***	0.000	1	47.300***	0.000	1
			n<=1	1.380	0.240		1.380	0.240	
mUSA_ropa2	3	3	n=0	39.084***	0.000	1	37.519***	0.000	1
			n<=1	1.565	0.211		1.565	0.211	
mUSA_plyn1	3	3	n=0	19.082**	0.014	1	16.068**	0.026	1
			n<=1	3.0148	0.083		3.015	0.083	
mUSA_plyn1	2	2	n=0	27.283***	0.005	1	20.706***	0.026	1
			n<=1	6.578	0.151		6.578	0.151	
mUSA_uhlie1	3	1	n=0	32.683**	0.023	1	23.050**	0.027	1
			n<=1	9.632	0.310		9.388	0.255	
			n<=2	0.244	0.621		0.244	0.621	
mUSA_rHDPi	4	2	n=0	46.957**	0.019	1	29.353**	0.016	1
			n<=1	17.605	0.371		11.260	0.487	
			n<=2	6.345	0.418		6.345	0.418	
mUSA_rGFCF	2	2	n=0	21.873**	0.030	1	18.736**	0.017	1
			n<=1	3.137	0.556		3.137	0.556	

p.tab 3.2

model	Špec	počet lagov	H ₀	lambda trace	p-hodnota	pKR trace	lambda max	p-hodnota	pKR max
mE_ropa	3	3	n=0	28.266***	0.000	1	25.300***	0.001	1
			n<=1	2.967*	0.085		2.967*	0.085	
mE_plyn	4	1	n=0	55.787***	0.002	1	39.303***	0.001	1
			n<=1	16.484	0.454		12.463	0.373	
			n<=2	4.0218	0.739		4.0218	0.739	
mE_uhlie	3	1	n=0	41.706***	0.002	1	29.069***	0.003	1
			n<=1	12.636	0.129		12.247	0.102	
			n<=2	0.389	0.533		0.389	0.533	
mE_rHDPi	3	1	n=0	38.956***	0.003	1	27.609***	0.005	1
			n<=1	11.348	0.191		10.670	0.172	
			n<=2	0.679	0.410		0.678	0.410	
mE_rHDPi	2	2	n=0	52.931***	0.000	2	30.747***	0.003	2
			n<=1	22.184**	0.027		20.508***	0.009	
			n<=2	1.676413	0.841		1.676	0.841	

4. Špecifikácia modelov

Zvýraznené sú kointegračné vektory; *, **, *** - označujú zamietnutie nulovej hypotézy pri 10%, 5%, 1% hladine významnosti. významnosti; D(*) – označujeme diferencie; l – označujeme logaritmovanie dát

Tab. 4.1	mUSA ropa1	mUSA _ropa2	mUSA plyn1	mUSA plyn2
počet pozorovaní	24	24	24	24
R-squared	0.9604	0.9442	0.7971	0.4307
S.E. of regression	0.0080	0.0095	0.0233	0.0357
Akaike inf. cr.	-6.5445	-6.2027	-4.3990	-3.6174
Schwarz inf. cr.	-6.1028	-5.7610	-3.9572	-3.3229
Normalita rezíduí	áno	áno	áno	áno
Autokorelácia	nie	nie	nie	nie
Heteroskedasticita	nie	nie	nie	nie
vysvetľovaná premená	D(l_ROPA)	D(l_ROPA)	D(l_PLYN)	D(l_PLYN)
ro 0	-0.7206 () []	ro 0 () []	ro 0 () []	ro 0 (0.9581) [-0.5053]
beta l_ROPA	1 () []	beta l_ROPA () []	beta l_PLYN () []	beta l_PLYN () []
beta l_rHDP	-0.3334*** (0.0227) [-14.6658]	beta l_rHDPi (0.0322) [-11.1976]	beta l_rHDP (0.0854) [-4.0780]	beta l_rHDPi (0.1078) [-3.4056]
alfa	-0.3999*** (0.0483) [-8.2823]	alfa (0.0517) [-6.1710]	alfa (0.0805) [-4.0181]	alfa (0.0667) [-1.9278]
rok 1990	-0.0284*** (0.0087) [-3.1837]	rok 1990 (0.0105) [-2.8958]	rok 1986 (0.0330) [-3.1967]	rok 1982 (0.0375) [-2.7182]
rok 1999	0.0376*** (0.0091) [4.1562]	rok 1999 (0.0104) [3.6057]	D(l_PROD) (0.1273) [3.6645]	D (l_PLYN (-1)) (0.2063) [0.5002]
D (l_ROPA(-1))	0.2155* (0.1070) [2.0146]	D (l_ROPA (-1)) (0.1194) [1.4630]	D (l_PLYN (-1)) (0.1363) (0.1464) [0.9307]	D (l_PLYN (-2)) (0.1449) (0.1997) [0.7256]
D (l_ROPA(-2))	0.6848*** (0.1107) [6.1850]	D (l_ROPA (-2)) (0.1234) [5.2032]	D (l_PLYN (-2)) (0.3875** (0.1470) [2.6372]	D (l_rHDP (-1)) (0.2540 (0.6661) [0.3814]
D (l_ROPA(-3))	-0.5969*** (0.1004) [-5.9424]	D (l_ROPA (-3)) (0.1147) [-5.2846]	D (l_PLYN (-3)) (0.1735 (0.1551) [-1.1185]	D (l_rHDP (-2)) (-1.7514** (0.6352) [-2.7572]
D (l_rHDP(-1))	-0.3239** (0.1169) [-2.7700]	D (l_rHDPi (-1)) (0.1798) [-1.9050]	D (l_rHDP (-1)) (0.0381 (0.2760) [-0.1380]	
D (l_rHDP(-2))	-0.3327** (0.1230) [-2.7056]	D (l_rHDPi (-2)) (0.1787) [-2.7205]	D (l_rHDP (-2)) (-0.5741* (0.2814) [-2.0405]	
D (l_rHDP(-3))	0.6983*** (0.1118) [6.2452]	D (l_rHDPi (-3)) (0.1869) [4.9067]	D (l_rHDP (-3)) (0.5373* (0.2561) [2.0977]	

Tab. 4.2

	mUSA uhlie1	mUSA rHDPi	mUSA rGFCF
počet pozorovaní	24	31	31
R-squared	0.6551	0.5990	0.5878
S.E. of regression	0.01790	0.0107	0.0393
Akaike inf. cr.	-4.9441	-5.9939	-3.4621
Schwarz inf. cr.	-4.5514	-5.578	-3.1846
Normalita rezíduí	áno	áno	áno
Autokorelácia	nie	nie	nie
Heteroskedasticita	nie	nie	nie

vysvetľovaná premená	D(I_UHLIE)	D(I_rHDPi)	D(I_rGFCF)
-------------------------	------------	------------	------------

ro 0	0.5296 ([ro 0	-6.0735 ([ro 0	-2.6321 (1.6502) [-1.5951]
beta I_UHLIE	1 ([beta I_rHDPi	1 ([beta I_rGFCF	1 ([
beta I_Elektrina	-0.3973*** (0.0870) [-4.5678]	beta I_UHLIE	- 0.3935*** (0.1232) [-3.1932]	beta I_PROD	- 1.2430*** (0.3981) [-3.1221]
beta I_PROD	-0.1311* (0.0673) [-1.9469]	beta I_ROPA	- 0.1691*** (0.05995) [-2.81978]	alfa	- 0.0763*** (0.0176) [-4.3409]
alfa	-0.6001*** (0.1702) [-3.5259]	ro 1 (trend)	- 0.0214*** (0.0028) [-7.7212]	rok 1982	- 0.1546*** (0.0418) [-3.6962]
D(I_UHLIE(-1))	-0.0280 (0.2313) [-0.1212]	alfa	-0.4046** (0.1466) [-2.7601]	D(I_rGFCF (-1))	0.9841*** (0.2616) [3.7625]
beta I_Elektrina	-0.1122 (0.1818) [-0.6171]	rok 1982	- 0.0488*** (0.0133) [-3.6611]	D(I_rGFCF (-2))	-0.5689** (0.2605) [-2.1840]
D(I_PROD(-1))	0.2953* (0.1458) [2.0260]	c	0.0295*** (0.0089) [3.3283]	D(I_PROD (-1))	-0.5290* (0.2842) [-1.8614]
c	0.01997*** (0.0053) [3.7984]	D (I_rHDPi (-1))	0.1663 (0.2487) [0.6688]	D(I_PROD (-2))	-0.1229 (0.2749) [-0.4471]
rok 1980	-0.0520* (0.0283) [-1.8381]	D (I_rHDPi (-2))	0.1833 (0.2320) [0.7902]		
rok 1982	-0.0833*** (0.0205) [-4.0556]	D(I_UHLIE (-1))	-0.2424** (0.1050) [-2.3086]		
rok 2001	-0.0435** (0.0190) [-2.2845]	D(I_UHLIE (-2))	-0.1592* (0.0907) [-1.7561]		
		D (I_ROPA (-1))	0.1426 (0.0988) [1.4430]		
		D (I_ROPA (-2))	-0.1432 (0.1027) [-1.3933]		

Tab. 4.3

	mUSA_ropa3	mUSA_uhlie2
Počet pozorovaní	27	32
R-squared	0.7493	0.7554
S.E. of regression	0.0178	0.0167
Akaike inf. cr.	-5.0582	-5.2076
Schwarz inf. cr.	-4.8182	-4.9328
Durbin Watson	2.1707	1.7671
Normalita rezíduí	áno	áno
Autokorelácia	nie	nie
Heteroskedasticita	nie	nie

vysvetľovaná premenná	D(I_ROPA)	D(I_UHLIE)
-----------------------	-----------	------------

D(I_rHDPi)	0.9707*** (0.2931) [3.3116]	D(I_PROD)	0.2492*** (0.0714) [3.4929]
D(I_tcROPA)	-0.0331 (0.0195) [-1.6982]	D(I_Elektrina)	0.3862*** (0.1037) [3.7228]
D(I_ROPA(-1))	0.4379*** (0.1070) [4.0937]	D(I_rcPLYN)	0.0462*** (0.0152) [3.0380]
c	-0.0272** (0.0098) [-2.7742]	D(I_rcUHLIE)	-0.0513* (0.0289) [-1.7774]
rok 1980	-0.0559*** (0.0196) [-2.8452]	rok 1978	-0.0393** (0.0168) [-2.3362]
		rok 1979	0.0664*** (0.0167) [3.9715]

Tab. 4.4

	mE_ropa	mE_plyn	mE_uhlie
počet pozorovaní	30	32	22
R-squared	0.7789	0.8438	0.8728
S.E. of regression	0.0252	0.0877	0.0446
Akaike inf. cr.	-4.2502	-1.8380	-3.1064
Schwarz inf. cr.	-3.7364	-1.5174	-2.7096
Normalita rezíduí	áno	áno	áno
Autokorelácia	nie	nie	nie
Heteroskedasticita	nie	nie	nie
LR štat. pre reštrikcie		1.2205	3.3482*

ro 0	4.9622 () []	ro 0	10.5442 () []	ro 0	1.6065 () []
beta I_ROPA	1 () []	beta I_PLYN	1 () []	beta I_UHLIE	1 () []
beta I_rHDPi	-0.9329*** (0.0844) [-11.0562]	beta I_rHDP	-1 () []	beta I_PROD	-1 () []
alfa	-0.3281*** (0.0547) [-6.0033]	beta I_UHLIE	0.3770*** (0.11365) [3.31720]	beta I_PLYN	0.1310*** (0.0152) [8.6291]
c	-0.0257 (0.0159) [-1.6167]	ro 1 (trend)	-0.0860*** (0.0038) [-22.4684]	alfa	-0.7931*** (0.1546) [-5.1295]
rok 1980	0.1365*** (0.0347) [3.9349]	alfa	-0.8468*** (0.1226) [-6.9089]	c	0.0495*** (0.0151) [3.2789]
rok 1993	-0.0792*** (0.0269) [-2.9455]	c	0.0684** (0.0315) [2.1715]	rok 1988	-0.2110*** (0.0181) [-11.6615]
D(I_ROAD)	0.1019** (0.0461) [2.2090]	rok 1984	-0.1364 (0.0931) [-1.4655]	rok 1989	0.1406*** (0.0353) [3.9814]
D (I_ROPA(-1))	-0.0153 (0.1203) [-0.1269]	rok 1997	0.1226 (0.0969) [1.2652]	rok 1996	-0.1961*** (0.0151) [-12.9711]
D (I_ROPA(-2))	0.1181 (0.1072) [1.1015]	D (I_PLYN (-1))	0.1958*** (0.0606) [3.2304]	D (I_UHLIE (-1))	0.0659 (0.1008) [0.6537]
D (I_ROPA(-3))	0.5579*** (0.1259) [4.4303]	D (I_rHDP (-1))	0.5400 (0.9117) 0.5923	D (I_PROD (-1))	-0.3712 (0.3363) [-1.1037]
D (I_rHDPi(-1))	-0.0217 (0.5637) [-0.0385]	D (I_UHLIE (-1))	0.2986 (0.1958) [1.5251]	D (I_PLYN (-1))	-0.2219* (0.1210) [-1.8334]
D (I_rHDPi(-2))	-0.0275 (0.5743) [-0.0479]				
D (I_rHDP(-3))	0.7707 (0.5083) [1.5159]				

Tab. 4.5

	mE_rHDPI	mE_rGFCF
počet pozorovaní	32	21
R-squared	0.7779	0.9002
S.E. of regression	0.0068	0.0268
Akaike inf. cr.	-6.9618	-4.0953
Schwarz inf. cr.	-6.6411	-3.5980
Normalita reziduí	áno	áno
Autokorelácia	nie	áno* ²
Heteroskedasticita	nie	nie
LR štat. pre reštrikcie		

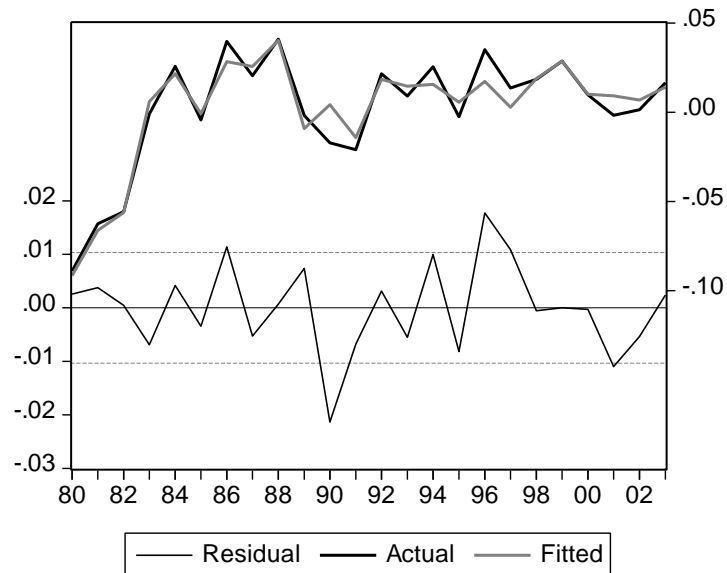
ro 0	-6.4438 () []	ro1 0	-0.0220 (0.1974) [-0.1116]		
beta I_rHDPI	1 () []	beta I_rGFCF	1 () []		
beta I_PLYN	-0.2237*** (0.0086) [-25.9946]	beta_1 I_Elektrina	-1.0610*** (0.0405) [-26.2127]		
beta I_UHLIE	-0.1097*** (0.0361) [-3.0413]	alfa_1	-0.9561*** (0.1761) [-5.4285]		
alfa	-0.0689** (0.0333) [-2.0686]	ro2 0	-2.0442*** (0.2713) [-7.5362]		
c	0.0189*** (0.0032) 5.8569	beta_2 I_PROD	1 () []		
rok 1976	0.0251*** (0.0070) [3.5721]	beta_2 I_Elektrina	-0.4329*** (0.0556) [-7.7841]		
rok 1981	-0.0239*** (0.0078) [-3.0755]	alfa_2	-0.3831** (0.1676) [-2.2858]		
D (I_rHDPI(-1))	0.2398** (0.1061) [2.2613]	rok 1984	-0.1291*** (0.0310) [-4.1660]	D (I_PROD (-1))	0.3983 (0.3269) [1.2185]
D (I_PLYN(-1))	0.0181*** (0.0047) [3.8895]	rok 1987	-0.0876* (0.0422) [-2.0738]	D (I_PROD (-2))	-0.9851** (0.3542) [-2.7809]
D (I_UHLIE(-1))	-0.0127 (0.0151) [-0.8391]	D (I_rGFCF (-1))	0.9675*** (0.2487) [3.8903]	D (I_Elektrina (-1))	-1.6975*** (0.5199) [-3.2650]
		D (I_rGFCF (-2))	1.0829*** (0.3163) [3.4235]	D (I_Elektrina (-2))	-0.2153 (0.3955) [-0.5445]

² Model osciluje, preto pri zahrnutí menšieho počtu lagov ako 5, sa testom potvrdí autokorelácia

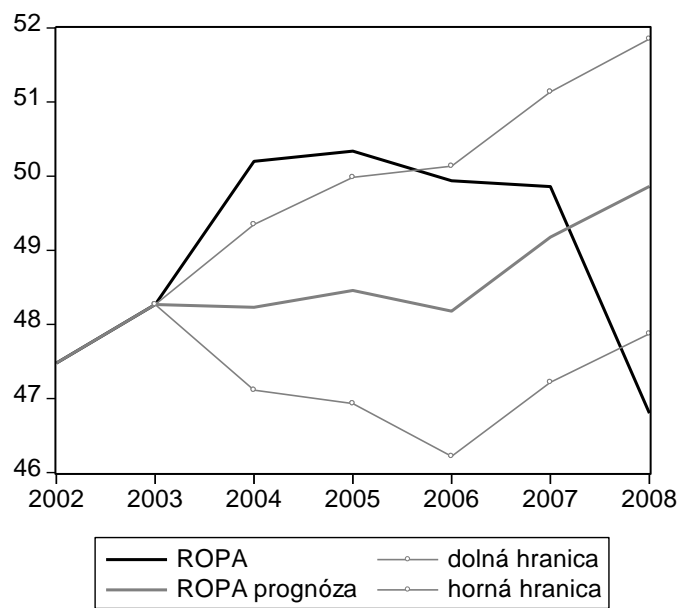
5. Prognózy

5.1 USA

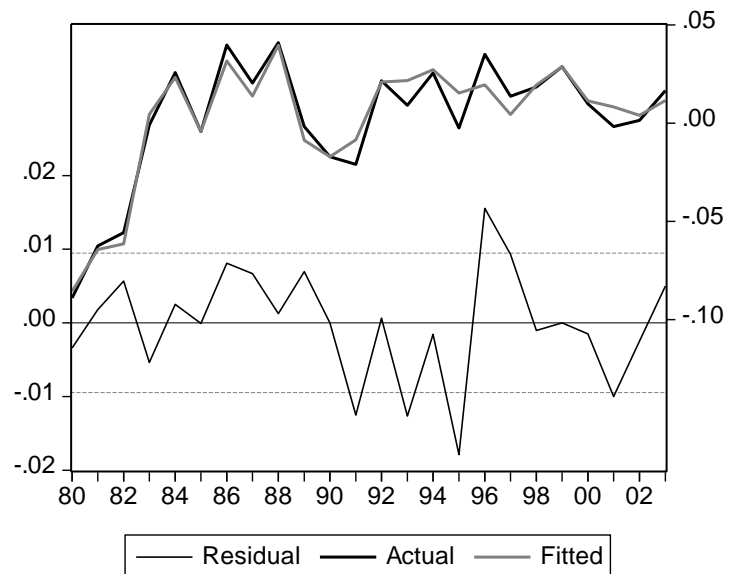
p.graf 5.1.1 mUSA_ropa1



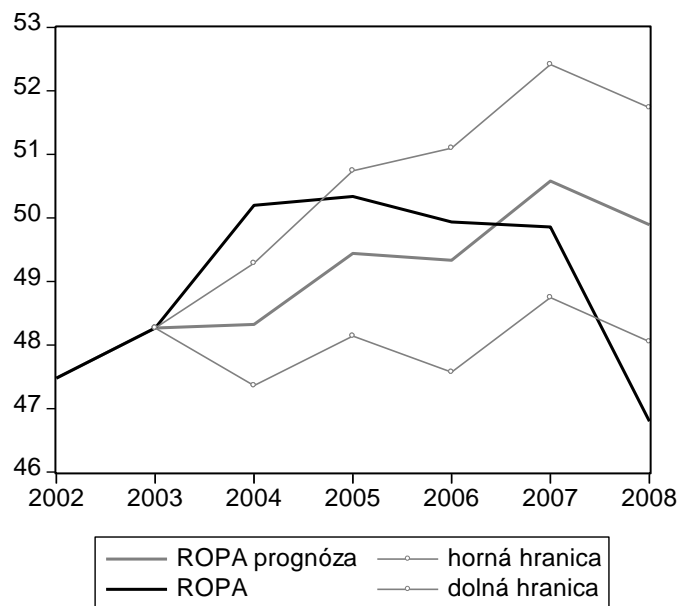
p.graf 5.1.2 mUSA_ropa1-overenie prognóz na rok 2004-2008



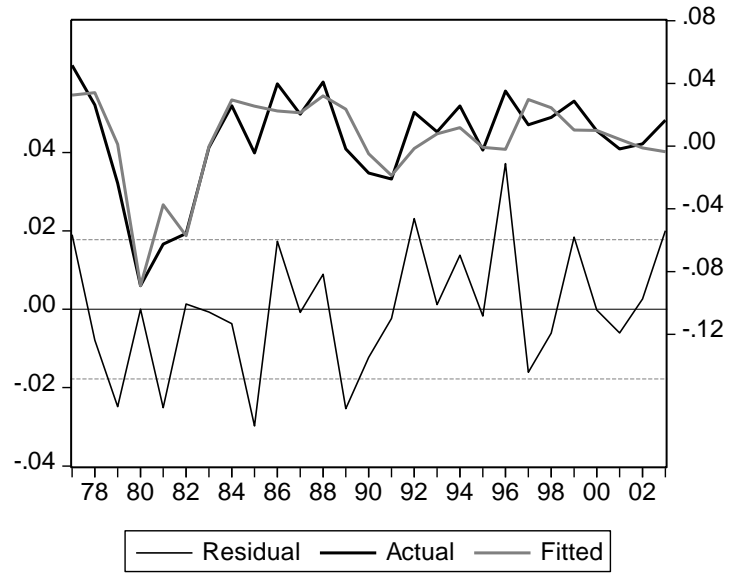
p.graf 5.1.3 mUSA_ropa2



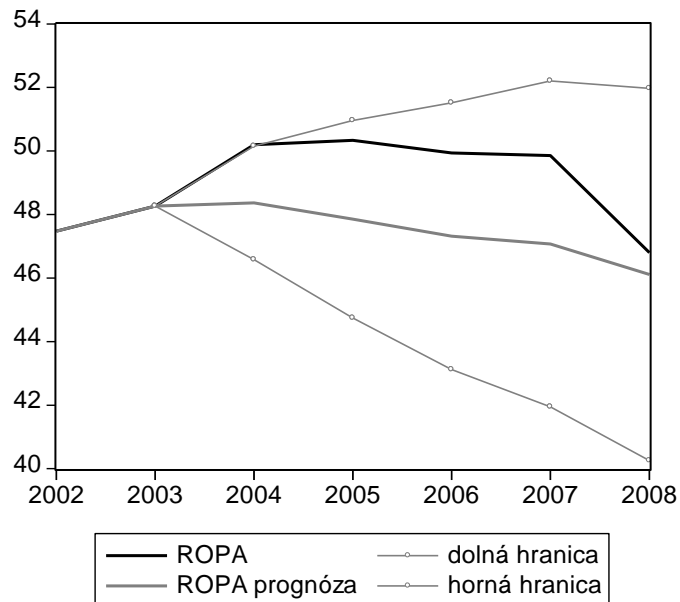
p.graf 5.1.4 mUSA_ropa2-overenie prognóz na rok 2004-2008



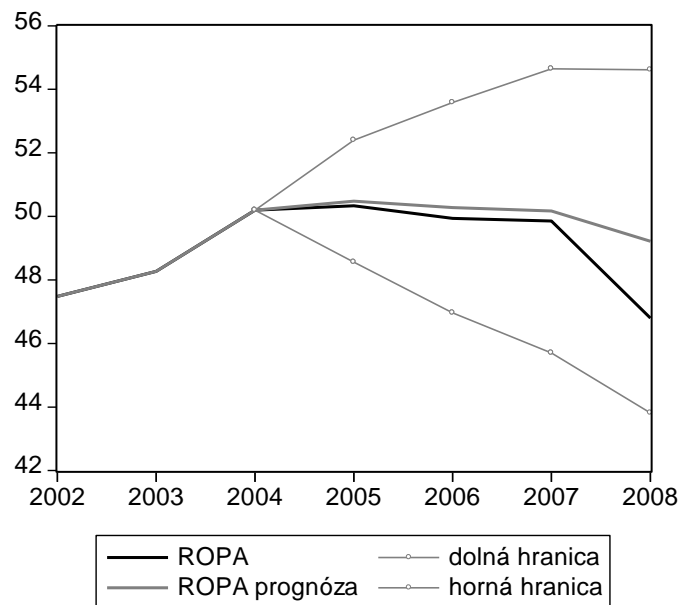
p.graf 5.1.5 mUSA_ropa3



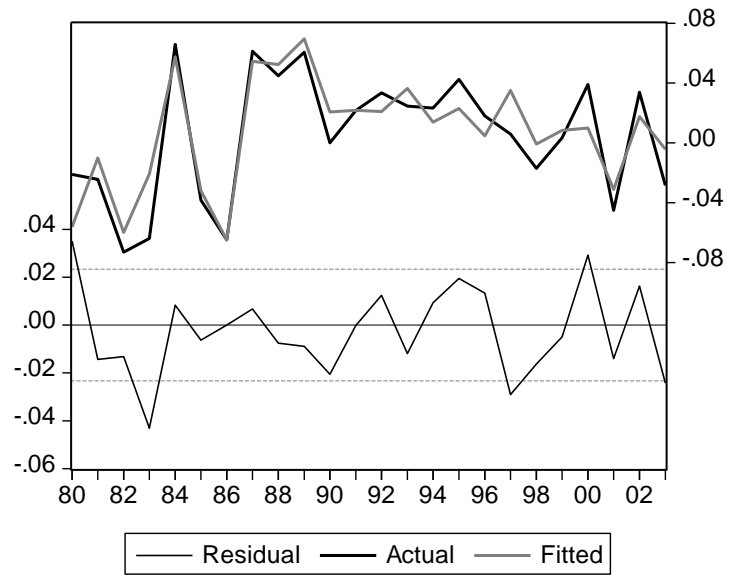
p.graf 5.1.6 mUSA_ropa3-overenie prognóz na rok 2004-2008



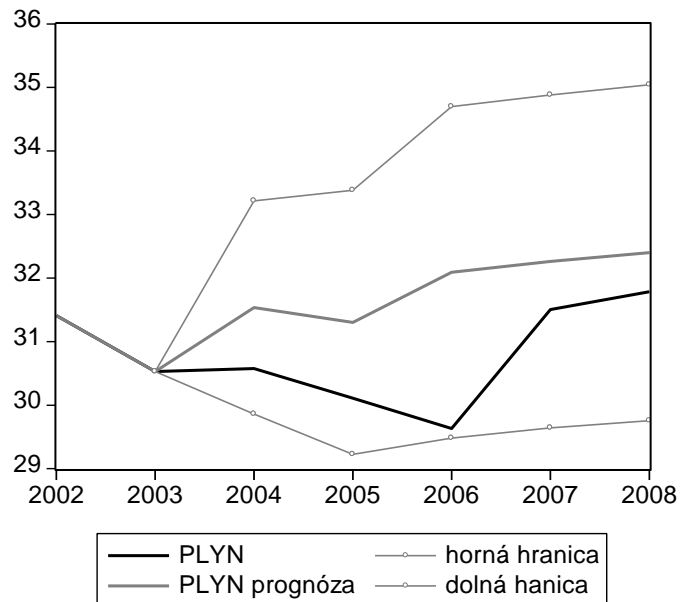
p.graf 5.1.7 mUSA_ropa3-overenie prognóz na rok 2005-2008



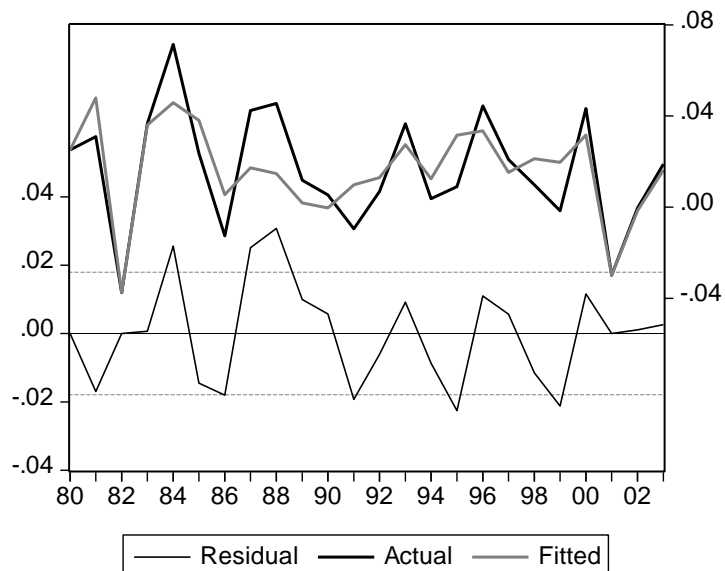
p.graf 5.1.8 mUSA_plyn1



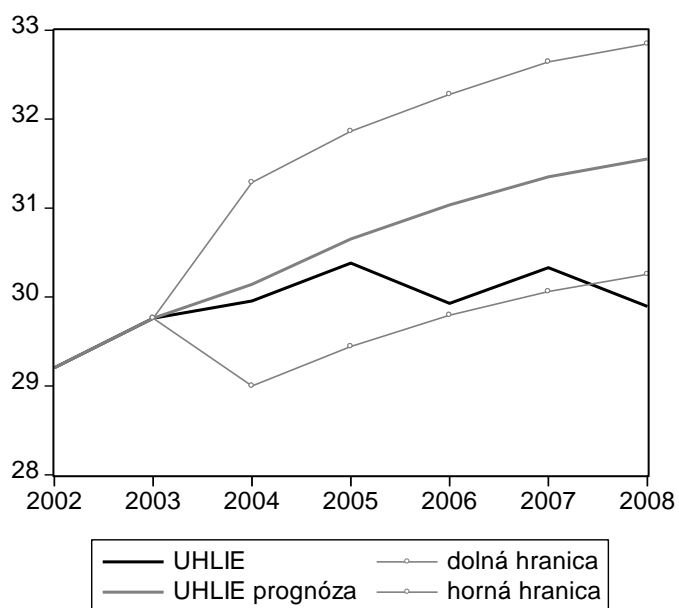
p.graf 5.1.9 mUSA_plyn1-overenie prognóz na rok 2004-2008



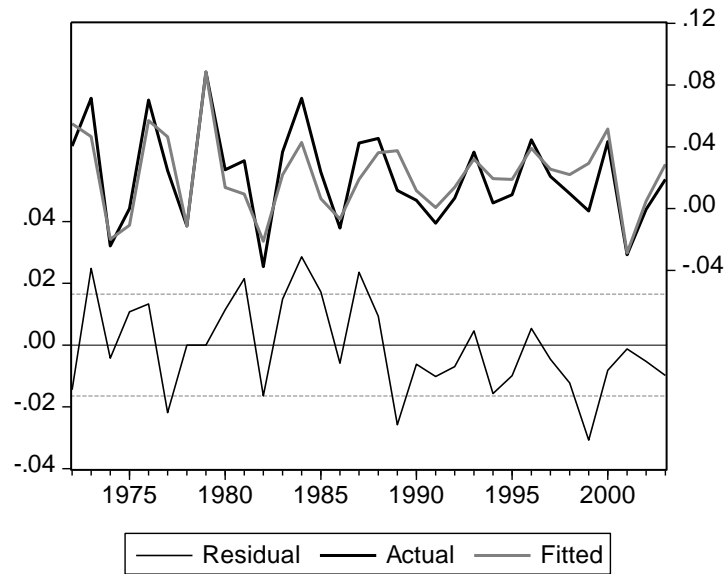
p.graf 5.1.10 mUSA_uhlie1



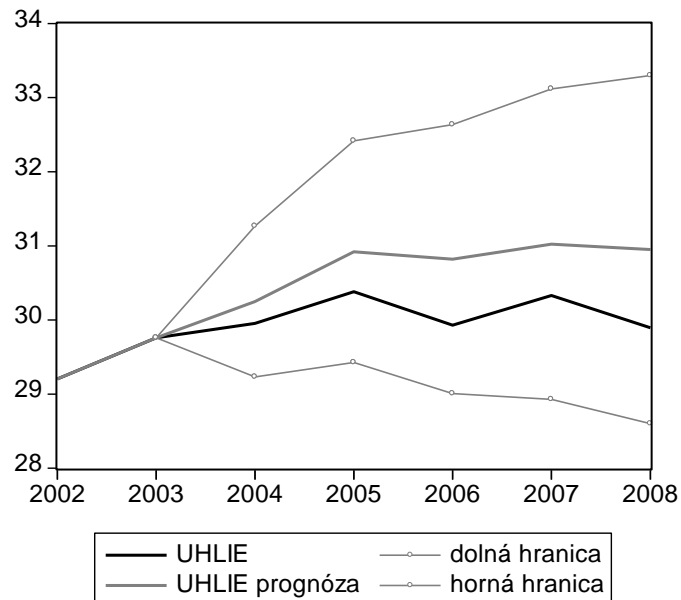
p.graf 5.1.11 mUSA_uhlie1-overenie prognóz na rok 2004-2008



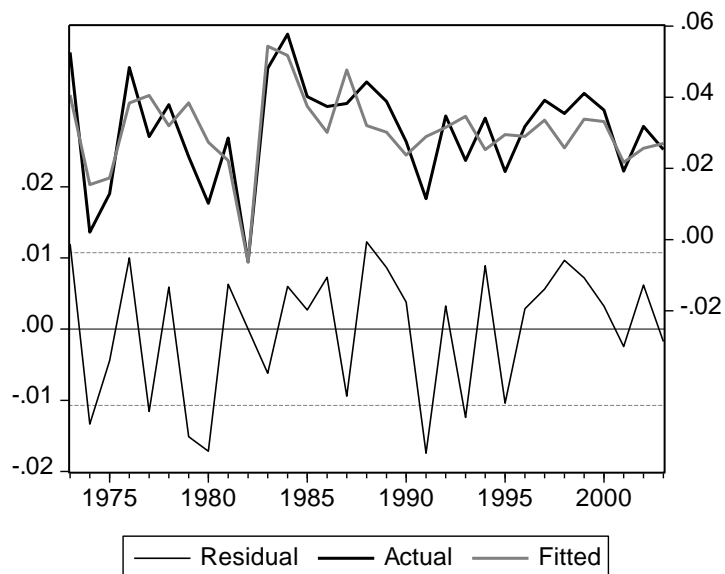
p.graf 5.1.12 mUSA_uhlie2



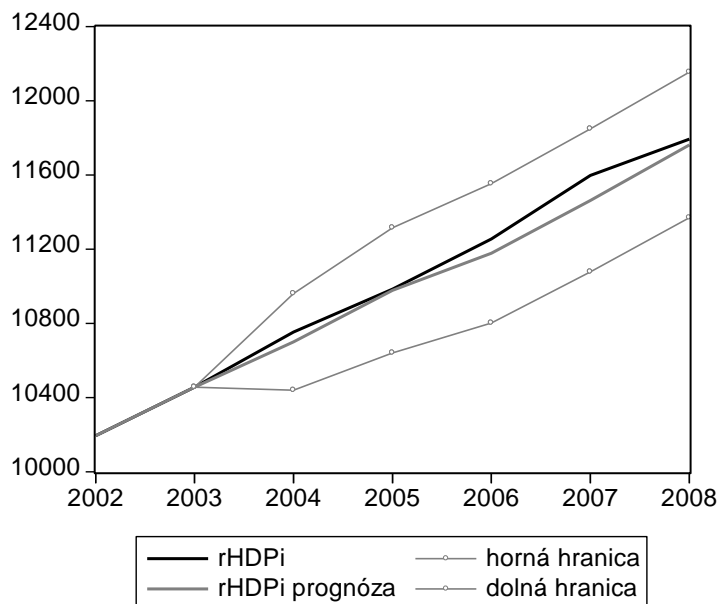
p.graf 5.1.13 mUSA_uhlie2-overenie prognóz na rok 2004-2008



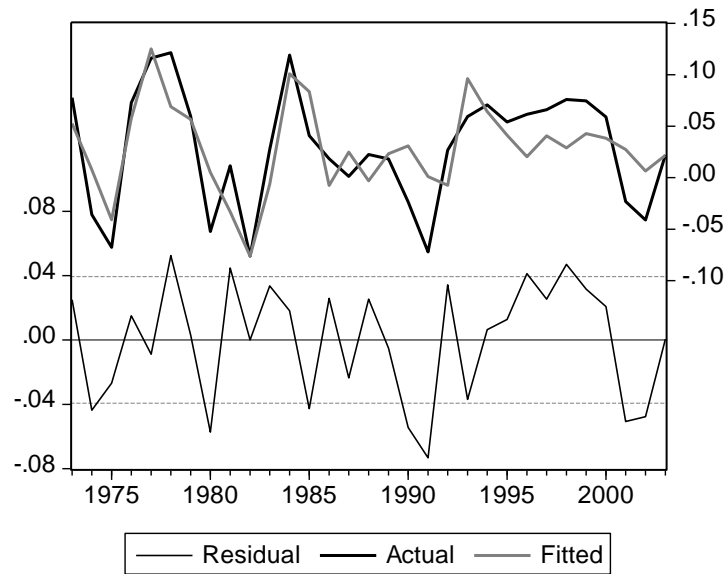
p.graf 5.1.14 mUSA_rHDPI



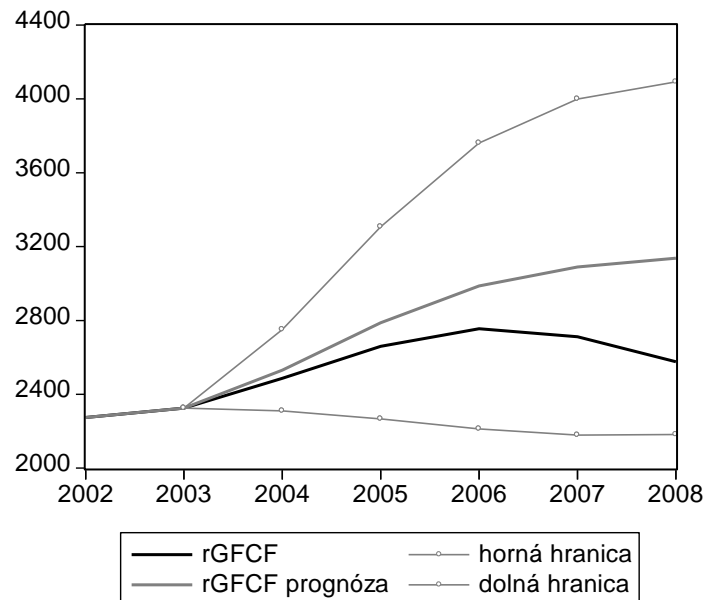
p.graf 5.1.15 mUSA_rHDPI-overenie prognóz na rok 2004-2008



p.graf 5.1.16 mUSA_rGFCF

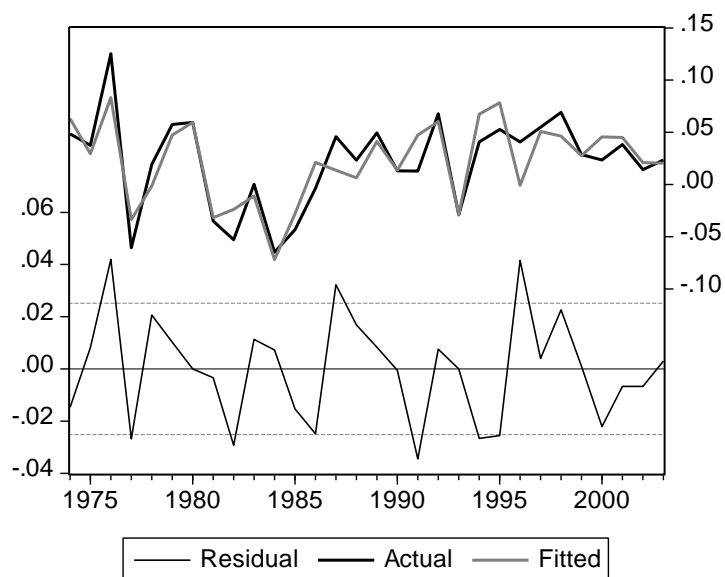


p.graf 5.1.17 mUSA_rGFCF-overenie prognóz na rok 2004-2008

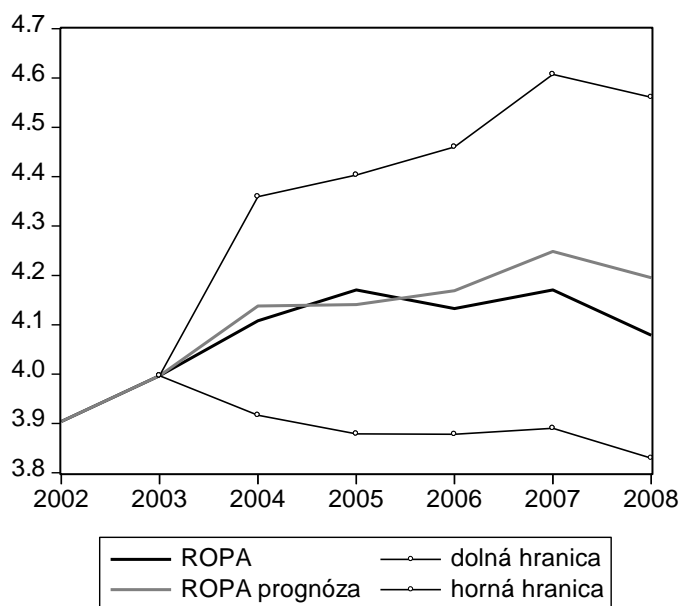


5.2 Španielsko

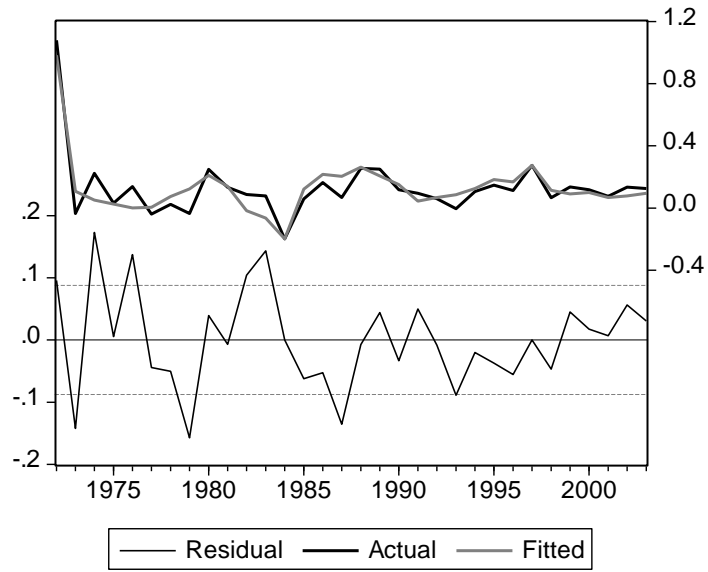
p.graf 5.2.1 mE_ROPA



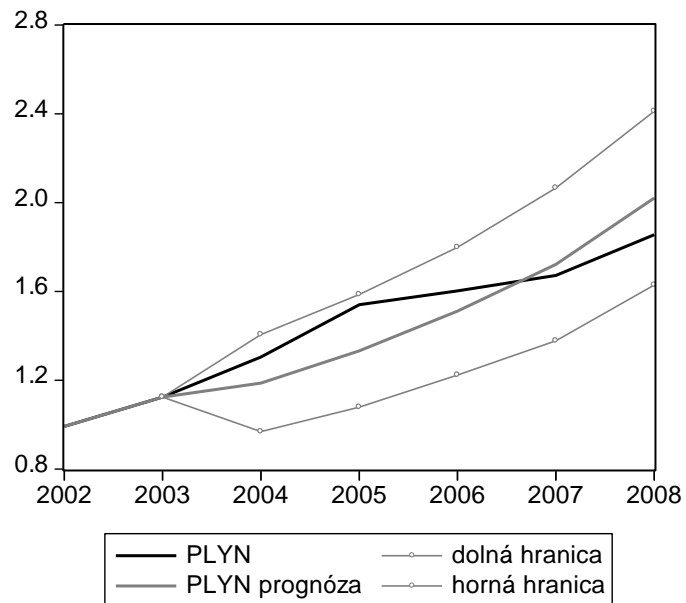
p.graf 5.2.2 mE_ropa-overenie prognóz na rok 2004-2008



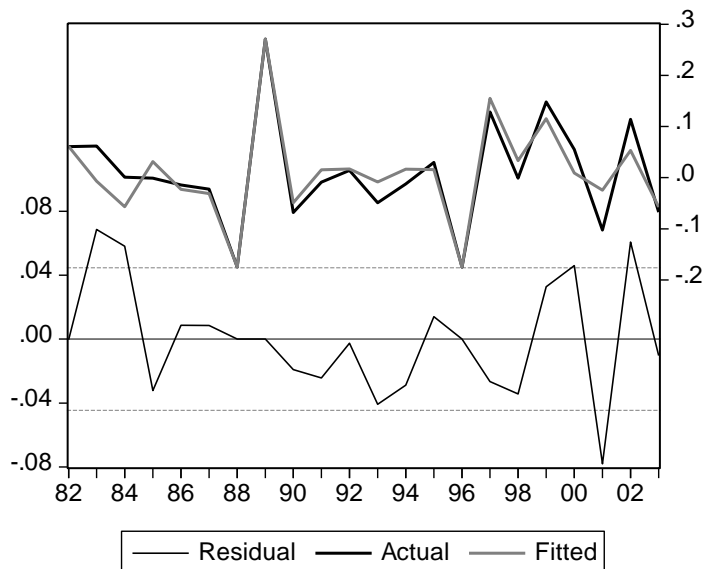
p.graf 5.2.3 mE_ROPA



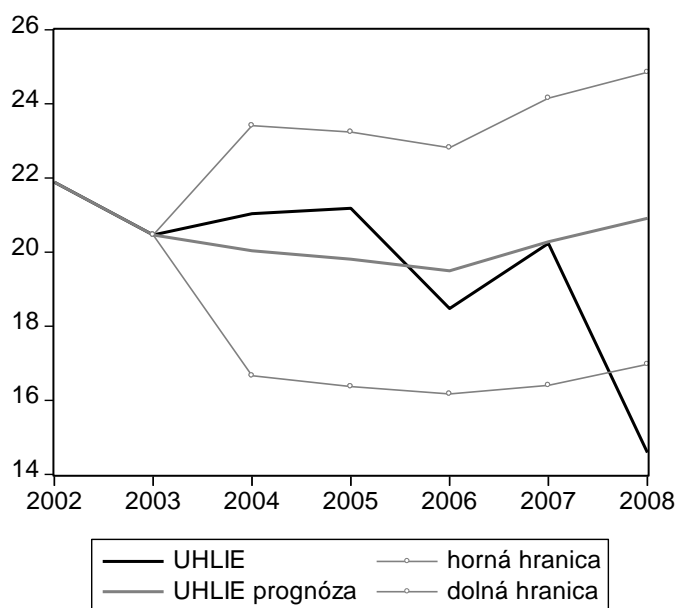
p.graf 5.2.4 mE_plyn-overenie prognóz na rok 2004-2008



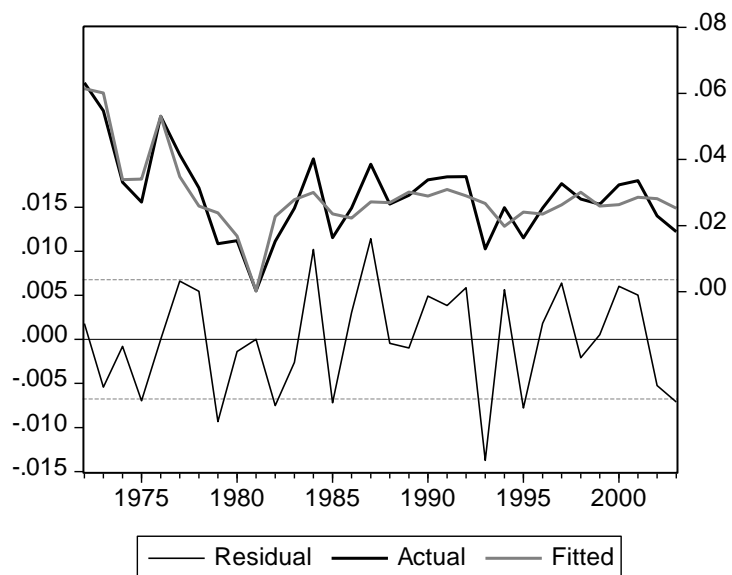
p.graf 5.2.5 mE_uhlie



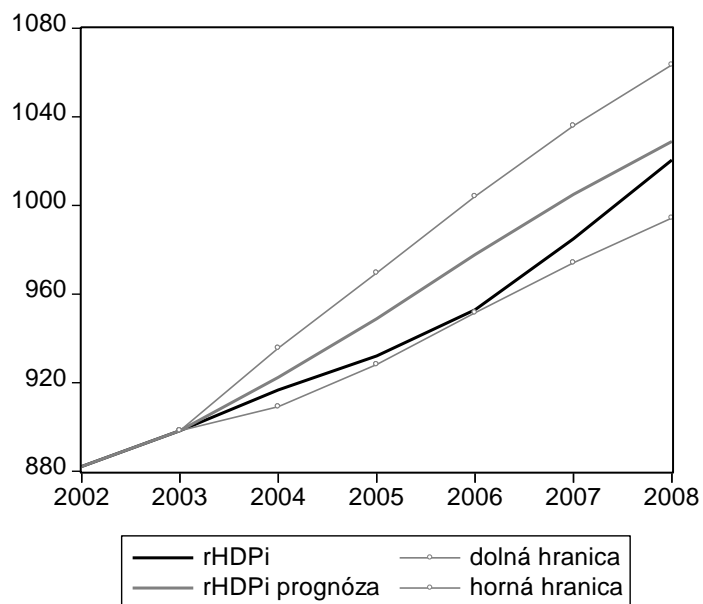
p.graf 5.2.6 mE_uhlie-overenie prognóz na rok 2004-2008



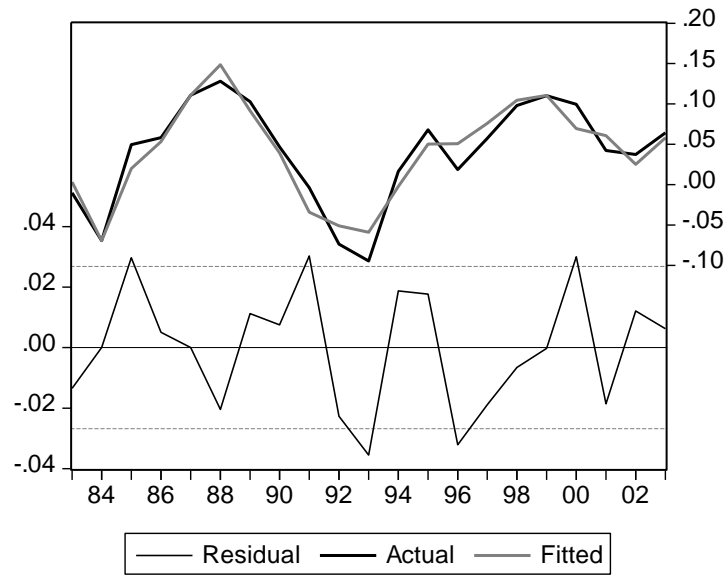
p.graf 5.2.7 mE_uhlie



p.graf 5.2.8 mE_rHDPi-overenie prognóz na rok 2004-2008



p.graf 5.2.9 mE_rGFCF



p.graf 5.2.10 mE_rGFCF-overenie prognóz na rok 2004-2008

