

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



Vplyv zmien svetových cien komodít na vývoj inflácie v SR

DIPLOMOVÁ PRÁCA

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

Vplyv zmien svetových cien komodít na vývoj inflácie v SR

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Študijný program: Ekonomická a finančná matematika
Študijný odbor: 1114 Aplikovaná matematika
Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci práce: prof. Ing. Ján Pokrivčák, PhD.

Čestné vyhlásenie

Čestne vyhlasujem, že som predloženú diplomovú prácu spracoval samostatne s použitím uvedenej literatúry a zdrojov.

.....

Bc. Vladimír Hudec

Pod'akovanie Chcem poďakovať predovšetkým svojmu vedúcemu práce, prof. Ing. Jánovi Pokrivčákovi, PhD. za jeho pripomienky, rady, ale aj za ľudský prístup a čas, ktorý mne a mojej práci venoval. Veľká vďaka patrí aj mojim blízkym za ich podporu a vhodné prostredie, ktoré mi vytvorili na prácu a hlavne dodali motiváciu.

Abstrakt v štátnom jazyku

HUDEC, Vladimír: Vplyv zmien svetových cien komodít na vývoj inflácie v SR [Diplomová práca], Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky; školiteľ: prof. Ing. Ján Pokrivčák, PhD., Bratislava, 2015, 62 s.

Inflácia je jedným z najdôležitejších ekonomických ukazovateľov relatívneho ekonomického zdravia krajiny. Miera inflácie hrá kľúčovú úlohu pre mnohé politické inštitúcie, ale aj v zásadných rozhodnutiach centrálnych bánk po celom svete. Táto diplomová práca sa zaoberá skúmaním prepojení medzi svetovými cenami komodít a infláciou na Slovensku použitím kointegrovaného autoregresného modelu, použitím dát z obdobia 2003-2014. Aplikovaním VECM a IRF skúmame krátkodobý a dlhodobý vzťah medzi cenami komodít a cenovou hladinou. Ďalej simulujeme efekty šoku v trhových cenách komodít na zmeny indexov inflácie. Naše výsledky podporujú hypotézu, že existuje pozitívny dlhodobý vzťah medzi cenami komodít a infláciou. Taktiež poukazujeme na dominantnejší vplyv zmien v cenách európskych potravín oproti tým svetovým.

Kľúčové slová: ceny komodít, miera inflácie, cenová transmisia, CVAR analýza

Abstract

HUDEC, Vladimír: Impact of global commodity prices on Slovak inflation rate [Diploma Thesis], Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics; Supervisor: prof. Ing. Ján Pokrivčák, PhD., Bratislava, 2015, 62 p.

Inflation is one of the most important economic indicators of relative economic health of a country. The inflation rate is a key factor for many political institutions and it plays an important role in the decisions of the central banks all over the world as well. This thesis investigates the connection between the world prices of commodities and Slovak inflation using a co-integrated autoregression model, using time-series for the period 2003-2014. We use VECM and IRF to examine the short-term and long-term relationship between the prices of commodities and price level. Next, we simulate the effects of shock in the commodity market prices on the inflation indices. Our results support the hypothesis that there exists a positive long-term relation between prices of commodities and inflation. We also point out the more dominant influence of European food prices compared to the world food prices.

Keywords: commodity prices, inflation rate, price transmission, CVAR

Obsah

Zoznam obrázkov	8
Zoznam použitých skratiek	9
Úvod	10
1 Ekonometrická teória	12
1.1 Autoregresný proces	12
1.1.1 Stacionarita a jej testovanie	13
1.1.2 Dickey-Fullerov test	14
1.1.3 Phillips-Perronov test	16
1.2 Vektorová autoregresia	16
1.2.1 Johansenov kointegračný test	17
1.2.2 VEC model	17
1.2.3 Stabilita modelu	18
1.2.4 Grangerova kauzalita	19
1.2.5 Reakčné funkcie (Impulse response functions)	20
2 Ekonomická časť	22
2.1 Prepojenie dopytu a ponuky medzi cenami komodít a infláciou	22
2.2 Zákon jednej ceny	24
2.3 Cenová transmisia v poľnohospodárskych komoditách	25
2.4 Cenová transmisia v rámci Európskej únie	27
2.5 Asymetrická cenová transmisia	27
2.5.1 Typy asymetrie	28
2.5.2 Príčiny asymetrickej cenovej transmisie	31
2.6 Vplyv šokov v monetárnej politike na ceny komodít	32
2.7 Politické intervencie	33
3 Empirická analýza	35
3.1 Meranie inflácie	35
3.1.1 Vývoj inflácie na Slovensku po roku 2000	36

3.2	Popis dát	39
3.3	Metodológia	40
3.4	Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska	42
3.4.1	Trvanie šoku a dynamika reakcie	43
4	Interpretácia a porovnanie výsledkov	48
	Záver	50
	Zoznam použitej literatúry	51
	Príloha	54

Zoznam obrázkov

1	Asymetrická cenová transmisia: vo veľkosti	28
2	Asymetrická cenová transmisia: v rýchlosti	29
3	ACT v kombinácii rýchlosti a veľkosti	29
4	Pozitívna ACT	30
5	Negatívna ACT	30
6	Transmisia cenového šoku v ekonomike	38
7	Metódy použité na vyhodnotenie cenovej transmisie na Slovensku	40
8	Vplyv šokov na index cien potravín	44
9	Reakčná funkcia indexu cien na šok vo výmennom kurze	45
10	Reakčné funkcie šokov na infláciu	46
11	IRF cien na šoky - porovnanie	48
A.12	Zložky inflácie, ročná dynamika cien	56
A.13	Autokorelácia reziduí pre zvolenú rovnicu regresie	57

Zoznam použitých skratiek

<i>ACT</i>	Asymetrická cenová transmisia
<i>ADF</i>	Rozšírený Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller)
<i>AIC</i>	Akaike Information Criterion (Akaikeho informačné kritérium)
<i>CAP</i>	Spoločná poľnohospodárska politika (Common Agricultural Policy)
<i>CB</i>	Centrálna banka
<i>CVAR</i>	Ko-integrovaná vektorová autoregresia
<i>EU</i>	Európska únia
<i>ECB</i>	Európska centrálna banka
<i>ECM</i>	Error Correction Model
<i>EMU</i>	Európska menová únia
<i>IID</i>	Nezávislé a identicky rozdelené (independent identically distributed)
<i>IRF</i>	Reakčná funkcia (Impulse response function)
<i>IS</i>	Interval spoľahlivosti
<i>NBS</i>	Národná banka Slovenska
<i>PP</i>	Phillips-Perron
<i>UK</i>	Veľká Británia

Úvod

V období medzi rokmi 1985 a 2000 boli ceny väčšiny komodít nadnášané relatívne rovnakým tempom, situácia sa v novom tisícročí dramaticky zmenila. Ceny dosiahli svoj vrchol v roku 2008, po ktorom nasledoval prudký prepád počas globálnej finančnej krízy. Následne začiatkom roku 2009 došlo k výraznému návratu rastúceho trendu, ktorý nasledovala postupná stabilizácia cien. Od roku 2014 svet opäť zažíva silnú volatilitu v cenách niektorých komodít, čo potvrdzuje, že táto téma je dôležitá v očiach expertov a politických predstaviteľov. Inflácia komodít a potravín sa stala jedným z najvýznamnejších ekonomických ukazateľov sledovaných centrálnymi bankami, na základe ktorých ďalej riadia monetárnu politiku.

Základným cieľom tejto diplomovej práce je skúmať vplyv šokov v cenách komodít na infláciu v Slovenskej republike. Vývoj celkovej cenovej hladiny skúmame použitím ekonometrických metód, pomocou ktorých budeme analyzovať krátkodobé aj dlhodobé vzťahy medzi jednotlivými premennými. Zvláštnu pozornosť venujeme šokom v cenách potravín a ropy, ktorým sa v predchádzajúcom období venovali napríklad Bernanke [7] a Hamilton [15]. Vo svojich prácach označili šoky v cenách ropy ako jeden z viacerých dôvodov spomalenia globálneho ekonomického rastu. Vďaka nenahraditeľnosti niektorých komodít a relatívne neelastickému dopytu po potravinách a rope sa analýze a predpovedaniu cenovej transmisie venuje množstvo odborníkov.

Diplomová práca je štruktúrovaná do štyroch kapitol. Prvá časť obsahuje potrebnú ekonometrickú teóriu a štatistické pozadie metód vyskytujúcich sa v práci. Vysvetlíme základné ekonometrické metódy a pojmy, na ktoré sa budeme odvolávať pri empirickom modelovaní dát.

V druhej kapitole teoreticky popíšeme princípy cenovej transmisie, ktoré budeme skúmať na dátach relevantných pre Slovenskú ekonomiku v empirickej časti práce. Podrobnejšie charakterizujeme možnú existenciu asymetrického prenášania cien a popíšeme potencionálne príčiny tohto javu.

Predmetom tretej kapitoly sú empirické odhady a formulácia použitého modelu na popisovanie vývoja cenovej hladiny na Slovensku. Na modelovanie používame kointegro-

vaný autoregresný model, ktorý je veľmi atraktívny pre zachytenie vnútorných vzťahov a dynamiky v sledovanom systéme. Významným prínosom je však analýza reakčných funkcií, ktorými modelujeme aj krátkodobý vplyv šokov v rámci zahrnutých premenných.

V poslednej, štvrtej kapitole sú zhrnuté pozorované výsledky a ich interpretácia. V rámci našej analýzy sa špeciálne venujeme vplyvu cien potravinových komodít na zmeny v cenovej hladine.

1 Ekonometrická teória

V tejto kapitole vysvetlíme základne štatistické definície a ekonometrické modely použité v tejto práci. V prvej podkapitole sa oboznamujeme s pojmom autoregresné procesy. Bližšie sa venujeme stacionárnym procesom a testom, ktoré stacionaritu overujú. V druhej časti prezentujeme vektorovú autoregresiu. Vysvetľujeme pojem kointegrácia a uvádzame Johansenov kointegračný test, ktorý skúma prítomnosť kointegrácie medzi dátami.

Nakoniec sa dostávame k hlavnému modelu, použitému v tejto práci - k VEC modelu. Keďže tento model odhaľuje stupeň kointegrácie, ale neudáva závislosť premenných, teda kauzalitu, zahrnuli sme aj časť o Grangerovej kauzalite, ktorá bližšie špecifikuje vzťahy medzi premennými. Posledná časť je venovaná reakčným funkciám, ktorými simulujeme šoky na jednotlivé premenné.

1.1 Autoregresný proces

V tejto práci budeme pracovať s náhodnými procesmi, respektíve s ich podmnožinu - s autoregresnými procesmi. Nasledujúce definície sú spracované podľa [27], [30] a [31].

Definícia 1.1. *Nech $T \subset \mathbb{R}$ a (Ω, \mathcal{A}, P) je pravdepodobnostný priestor. Rodinu náhodných veličín $\{X_t, t \in T\}$ definovaných na (Ω, \mathcal{A}, P) nazývame **náhodný proces**. Náhodný proces, v ktorom je množina časov diskétna, teda ($T \subset \mathbb{Z}$, alebo $T = \mathbb{Z}$) sa nazýva **časový rad**.*

Časový rad je teda množina bodov, obsahujúcich dáta získané v určitých- typicky po sebe idúcich časových intervaloch (dni, týždne, mesiace, roky atď.). Typickým príkladom časových radov sú rôzne ekonomické dáta, napríklad úroveň nezamestnanosti, inflácia, či cena ropy.

Pozorovaním časových radov vieme rozlíšiť rôzne trendy, cykly, sezónne výkyvy, prípadne iné nepravidelné výkyvy (náhodné javy). V našej práci sa budeme venovať pozorovaniu ekonomických trendov v prípade inflácie Slovenska.

Definícia 1.2. *Autoregresným procesom p -teho rádu $AR(p)$ nazývame proces v nasledujúcom tvare:*

$$x_t = a_1 x_{t-1} + a_2 x_{t-2} + a_3 x_{t-3} + \dots + a_p x_{t-p} + \varepsilon_t,$$

1.1 Autoregresný proces

kde x_t je časový rad, ε_t je biely šum a a_i pre $i = 1, \dots, p$ je koeficient vplyvu i -tej minulej hodnoty.

Autoregresný proces je teda taký proces, v ktorom premenná závisí lineárne iba od svojich minulých hodnôt. Rád procesu p vyjadruje počet minulých hodnôt použitých v modeli.

1.1.1 Stacionarita a jej testovanie

Pred použitím časových radov v regresných modeloch potrebujeme overiť niektoré ich základné vlastnosti. Jednou z týchto vlastností je stacionarita.

Uvádzame nasledujúcu definíciu stacionárneho procesu, spracovanú podľa [29].

Definícia 1.3. *Nech $\{X_t\}$ je stochastický proces a nech $F_X(x_{t_1+\tau}, \dots, x_{t_k+\tau})$ reprezentuje kumulatívnu distribučnú funkciu združeného rozdelenia $\{X_t\}$ v čase $t_1+\tau, \dots, t_k+\tau$. $\{X_t\}$ nazývame **stacionárny** pre $\forall k, \forall \tau, \forall t_1, \dots, t_k$ ak:*

$$F_X(x_{t_1+\tau}, \dots, x_{t_k+\tau}) = F_X(x_{t_1}, \dots, x_{t_k}).$$

Túto podmienku stacionarity často nazývame aj *silná podmienka stacionarity*. *Slabá podmienka stacionarity* hovorí o tom, že združené pravdepodobnostné rozdelenie stochastického procesu sa nemení s časom, a teda parametre ako stredná hodnota časového radu ostávajú v čase konštantné. Taktiež platí, že kovariancia dvoch pozorovaní sa v čase nemení:

$$\text{cov}(X_t, X_s) = \text{cov}(X_{t+\tau}, X_{s+\tau}) \quad \forall \tau.$$

Väčšina ekonomických časových radov je nestacionárna, a teda aj v našej práci sa stretneme hlavne s nestacionárnymi časovými radmi, ktoré sa vyvíjajú a menia v čase. V tomto prípade je možná transformácia dát na stacionárne ich diferenciovaním [31].

Definícia 1.4. *Ak je prvá diferencia časového radu stacionárna, nazývame tento rad **integrovanej rádu 1** alebo aj **diferenciálne stacionárny** a označujeme $I(1)$. Vo všeobecnosti, ak musíme časový rad diferenciovať d -krát, aby bol stacionárny, označujeme ho $I(d)$.*

Analogicky, $I(0)$ reprezentuje stacionárny časový rad.

1.1 Autoregresný proces

Na testovanie stacionarity zvyčajne zisťujeme, či časový rad obsahuje jednotkový koreň. Ak rad obsahuje jednotkový koreň, je nestacionárny. Toto tvrdenie overíme na jednoduchom $AR(1)$ procese

$$x_t = a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

Charakteristická rovnica pre (1) je

$$z - a_1 = 0. \quad (2)$$

Vidíme, že rovnica (2) má jednotkový koreň v prípade ak $a_1 = 1$. Teda ak predpokladáme, že rovnica (1) má jednotkový koreň, môžeme ju prepísať v tvare

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Ak do rovnice (3) dosadíme $x_{t-1} = x_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$ a ďalšie členy členy vyjadríme obdobne, za zjednodušeného predpokladu, že $x = 0$ sa rekurzívne dostaneme až ku vyjadreniu rovnice (1) len pomocou bieleho šumu:

$$x_t = \sum_{i=0}^t \varepsilon_i. \quad (4)$$

Teraz stačí ukázať, že niektorý parameter sa mení v čase a teda proces je nestacionárny.

Ako príklad použijeme varianciu $AR(1)$ procesu:

$$\text{var}(x_t) = \text{var}\left(\sum_{i=0}^t \varepsilon_i\right) = \sum_{i=0}^t \text{var}(\varepsilon_i) = \sum_{i=0}^t \sigma^2 = t\sigma^2. \quad (5)$$

Ukázali sme, že variancia nespĺňa podmienku slabej stacionarity a teda proces je nestacionárny. Podobne vieme túto vlastnosť ukázať pre všeobecný autoregresný proces $AR(p)$. V tomto prípade môže proces obsahovať aj viac jednotkových koreňov. V závislosti od počtu jednotkových koreňov musíme nestacionárny proces viackrát diferencovať, ak ho chceme pretransformovať na stacionárny.

1.1.2 Dickey-Fullerov test

Základným testom, ktorý testuje prítomnosť jednotkového koreňa je *Dickey-Fullerov test* [11]. Táto metóda, je založená na nasledujúcom princípe, opísanom v [20].

Uvažujme klasický $AR(1)$ proces

$$x_t = a_1 x_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (6)$$

1.1 Autoregresný proces

Chceme odhadnúť parameter a_1 , aby sme zistili, či rad obsahuje jednotkový koreň. Ak $|a_1| \geq 1$, x_t je nestacionárny, ak $|a_1| < 1$, je x_t stacionárny a ak $a_1 = 1$, proces obsahuje jednotkový koreň. Odčítaním x_{t-1} z oboch strán rovnice (6) dostávame rovnicu v tvare

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

kde $\alpha = a_1 - 1$.

Testujeme nasledovné hypotézy:

$$H_0 : \alpha = 0 \quad (8)$$

$$H_1 : \alpha < 0. \quad (9)$$

Ak akceptujeme H_0 , proces obsahuje jednotkový koreň. Na vyhodnotenie použijeme t-štatistiku

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})}, \quad (10)$$

kde $\hat{\alpha}$ je odhad pre α a $se(\hat{\alpha})$ je jeho štandardná odchýlka. Avšak už samotní Dickey a Fuller v [11] zistili, že táto t-štatistika nemá Studentovo t-rozdelenie a preto odvodili jej asymptotické rozdelenie. Kritické hodnoty neskôr spresnil [11].

V prípade, že potrebujeme otestovať autoregresný proces vyššieho rádu ako 1, musíme použiť takzvaný rozšírený Dickey-Fullerov test, označovaný ADF (z angl. Augmented Dickey-Fuller). Rovnicu (7) rozšírime na

$$\Delta x_t = \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

prípadne ďalej na

$$\Delta x_t = \mu + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

v prípade testovania jednotkového koreňa s driftom, alebo na

$$\Delta x_t = \mu + \beta t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

v prípade testovania jednotkového koreňa s driftom aj trendom.

Hypotézy aj testovacie štatistiky ostávajú rovnaké ako v prípade $AR(1)$ procesu. Pre správne vykonanie testu je dôležité zvoliť vhodné p - počet oneskorení, resp. lagov. Na určenie správneho počtu lagov sa používajú rôzne informačné kritéria, medzi najpoužívanejšie patrí Akaikeho informačné kritérium (AIC).

1.2 Vektorová autoregresia

1.1.3 Phillips-Perronov test

Phillips-Perronov test (PP test), podobne ako ADF testuje prítomnosť jednotkového koreňa. Testuje nulovú hypotézu, že časový rad je integrovaný rádu jedna, teda $I(1)$ (obsahuje jednotkový koreň) voči alternatíve, že časový rad je stacionárny.

Tento test je postavený na základnom Dickey-Fullerovom teste, len trochu modifikovaný. PP test v podstate neparametricky (teda mimo regresie) opravuje DF test v prípade, že sú chybové členy autokorelované. Kritické hodnoty majú rovnaké rozdelenie ako pri Dickey-Fullerovom teste.

Detailnejšie je o PP teste písané napríklad v [21].

1.2 Vektorová autoregresia

Vektorová autoregresia (VAR) sa v posledných rokoch stala štandardným postupom v ekonometrii. VAR modely vysvetľujú endogénne premenné iba ich vlastnými oneskorenými hodnotami a takisto oneskorenými hodnotami zvyšných premenných.

Základný VAR [28] teda pozostáva z množiny K endogénnych premenných $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{Kt})$ pre $k = 1, \dots, K$. VAR(p) proces je potom definovaný ako:

$$\mathbf{y}_t = A_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + A_p \mathbf{y}_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

kde A_i sú $(K \times K)$ matice koeficientov vplyvu i -teho lagu pre $i = 1, \dots, p$ a ε_t je K -rozmerný proces so strednou hodnotou 0 a kladne definitnou kovariančnou maticou $\Sigma(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = \Sigma_\varepsilon$ (biely šum).

Rovnicu (14) vieme prepísať do tvaru

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \mathbf{y}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (15)$$

kde $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$, $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$.

Matica Π sa dá zapísať ako $\Pi = \alpha \beta^T$, kde α sú korekčné parametre používané sa v ECM (error correction model) a β označuje maticu, ktorej stĺpce tvoria kointegračné rovnice. Kointegračná rovnica predstavuje lineárnu kombináciu premenných, ktorá je stacionárna. Keďže ekonomické dáta sú najčastejšie nestacionárne, integrované rádu jedna, avšak na vytvorenie relevantného štatistického modelu vyžadujeme stacionaritu

1.2 Vektorová autoregresia

dát, kointegračná analýza [17, 18] nám to umožní. Vďaka kointegračnej analýze budeme schopní nájsť aj dlhodobé kointegračné vzťahy medzi premennými (tieto premenné nazývame *kointegrované*).

Druhou možnosťou ako dosiahnuť stacionaritu je, ako bolo spomenuté vyššie, dáta diferencovať. To by však viedlo k strate informácií o dlhodobých vzťahoch medzi premennými, čo je neželané v prípade týchto analýz.

Správne odhadnutie matice Π sa ukazuje ako veľmi dôležité v prípade kointegračnej analýzy. V prípade kointegrácie bude mať matica Π zníženú hodnotu. Na odhadnutie jej koeficientov sa používa Johansenova metóda.

1.2.1 Johansenov kointegračný test

Johansenova metóda [4] vychádza zo základnej definície vektorovej autoregresie rádu p (14). Na určenie počtu kointegrovaných premenných používa dva testy: test maximálnej vlastnej hodnoty (z angl. Maximal Eigenvalue test) matice Π a test stopy matice (z angl. Trace test) Π .

Test maximálnej vlastnej hodnoty testuje nulovú hypotézu, že existuje r kointegrovaných vektorov proti alternatíve, že existuje $r + 1$ kointegrovaných vektorov pre $r = 0, 1, \dots, n - 1$. Táto testovacia štatistika je počítaná nasledovne:

$$LR_{max}(r/n + 1) = -T \cdot \log(1 - \hat{\lambda}), \quad (16)$$

kde $\hat{\lambda}$ je maximálna vlastná hodnota a T označuje veľkosť dát.

Test stopy matice testuje nulovú hypotézu, že existuje r kointegrovaných vektorov proti alternatíve, že existuje n kointegrovaných vektorov pre $r = 0, 1, \dots, n - 1$. Táto testovacia štatistika je počítaná nasledovne:

$$LR_{max}(r/n) = -T \cdot \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (17)$$

V niektorých prípadoch môžu vykazovať tieto dva testy rôzne výsledky, avšak [1] naznačuje, že v tomto prípade by sme sa mali riadiť výsledkami testu stopy matice.

1.2.2 VEC model

V prípade kointegrácie medzi premennými vieme, že existuje dlhodobé ekvilibrium popisujúce ich vzťahy. V tom prípade môžeme aplikovať VEC (z angl. Vector Error

1.2 Vektorová autoregresia

Correction) model, ktorý modeluje dlhodobé správanie endogénnych premenných a taktiež umožňuje korekcie chýb v krátkodobom horizonte.

VEC model je dynamický model, v ktorom vývoj premenných v akomkoľvek čase závisí od odchýlky od dlhodobej rovnováhy. Kointegrácia zabezpečuje, že vývoj dát je zachytený v dvoch zložkách (dlhodobé ekvilibrium a krátkodobá dynamická nerovnováha použitím priameho prepojenia medzi kointegráciou a VEC modelom).

Toto tvrdenie je formálne zapísané ako Grangerova veta o reprezentácii [14] (budeme sa jej bližšie venovať v podkapitole 1.2.4 *Grangerova kauzalita*, ktorá hovorí, že ak sú dva časové rady kointegrované, budú najefektívnejšie reprezentované VEC modelom). Navyše, ak sú premenné kointegrované a model je platný, potom zachytí akékoľvek iné dynamické zmeny.

Pre akúkoľvek množinu $I(1)$ premenných, VEC model a kointegrácia reprezentujú to isté. A preto je aplikácia VEC modelu najefektívnejšou cestou ako reprezentovať dlhodobé, resp. equilibriumové vlastnosti systému premenných, krátkodobé vlastnosti v nerovnováhe a ako opísať priebeh približovania sa premenných k ekvilibriumu.

VECM model je podľa [4] definovaný nasledovne:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha_1 + p_1 e_1 + \sum_{i=0}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i Z_{t-i} \\ \Delta X_t &= \alpha_2 + p_2 e_{i-1} + \sum_{i=0}^n \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i Z_{t-i}\end{aligned}\tag{18}$$

Vo VEC modeli, stupeň kointegrácie udáva počet kointegrovaných vektorov. Napríklad stupeň dva naznačuje, že dve lineárne nezávislé kombinácie nestacionárnych premenných budú stacionárne.

1.2.3 Stabilita modelu

Na to, aby výsledky neboli skreslené, je žiadúce aby model spĺňal niekoľko požiadaviek. Jednou z nich je stabilita [30, 28].

Predpokladajme jednoduchý redukovaný VAR model:

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t.\tag{19}$$

1.2 Vektorová autoregresia

Jeho stabilitu otestujeme pomocou charakteristickej rovnice, ktorá má tvar:

$$\Pi(z) = I_k - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p = 0. \quad (20)$$

Model je stabilný v prípade, že sa žiaden koreň nenachádza v jednotkovom kruhu. Počet koreňov je $k \cdot p$, kde k je počet endogénnych premenných a p je počet oneskorení (lagov). Ak sa žiaden koreň nenachádza v jednotkovom kruhu, matica Π má plnú hodnotu a model je stabilný.

Na testovanie stability sú v rôznych softvéroch zabudované už preddefinované funkcie. Jednou z nich je napríklad funkcia *stability()* implementovaná v štatistickom softvéri R, ktorý bol použitý v praktickej časti tejto práci.

1.2.4 Grangerova kauzalita

Doterajšie prezentované metódy hľadajú kointegráciu medzi premennými, avšak nešpecifikujú smer tohto vzťahu, ktorá premenná zapríčiňuje ktorú. Podľa Grangerovej teórie o reprezentácií [14], *ak sú dve $I(1)$ premenné kointegrované, ich vzťah sa dá opísať pomocou error correction modelu.*

Teda v prípade ak sú x_t a y_t kointegrované, vieme popísať VEC model nasledovne [21]:

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (x_{t-1} - \beta y_{t-1}) + A_2 \begin{pmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + A_k \begin{pmatrix} \Delta x_{t-k} \\ \Delta y_{t-k} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \epsilon_t \end{pmatrix}. \quad (21)$$

V rovnici (21) ε_t a ϵ_t reprezentuje *iid* biely šum, operátor Δ symbolizuje, že $I(1)$ premenné boli diferencované, aby sa dosiahla stacionarita. Parametre zahrnuté v maticiach A_2, \dots, A_k vyjadrujú krátkodobý efekt. Na druhej strane, kointegračný parameter β vyjadruje vzťah v dlhodobom ekvilibriu medzi dvoma premennými.

Vektor $\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$ obsahuje parametre $0 < |\alpha_i| < 1, i = 1, 2$, ktoré vo všeobecnosti považujeme za korekčné koeficienty. Tieto koeficienty merajú stupeň korekcie chýb, ktoré sú v prostredí (napríklad trh, ekonomika) vykonané pri prispôsobovaní sa x_t a y_t smerom k vytvoreniu dlhodobého vzťahového ekvilibria.

Podľa Grangera [14], kauzalita môže byť testovaná pre dlhodobý horizont v rámci kontextu VEC modelu, ktorý reprezentuje kointegrovaný systém premenných. Kauza-

1.2 Vektorová autoregresia

lita môže byť testovaná nulovou hypotézou na korekčné koeficienty α_1 a α_2 v rovnici (21). Detailnejšie, ak

- $\alpha_1 = 0, \alpha_2 \neq 0$, y_t zapríčiňuje x_t v dlhodobom horizonte,
- $\alpha_1 \neq 0, \alpha_2 = 0$, x_t zapríčiňuje y_t v dlhodobom horizonte,
- $\alpha_1 \neq 0, \alpha_2 \neq 0$, obe premenné sa navzájom zapríčiňujú v dlhodobom horizonte.

Treba však poznamenať, že tento test iba dokazuje prítomnosť a smer kauzality, avšak priamo neudáva faktory, ktoré tento efekt ovplyvňujú.

1.2.5 Reakčné funkcie (Impulse response functions)

V kointegrovaných systémoch nás často zaujímajú vzájomné reakcie jednotlivých premenných. Na zachytenie tejto dynamiky sa bežne používa analýza reakčných funkcií [16]. Tá umožňuje sledovať efekt exogénneho šoku na premennú v závislosti od času. Hovoríme o jednorázovom šoku o veľkosti jednej štandardnej odchýlky v čase t s odchýlkami v ostatných periódach rovnými nule.

Stabilný VAR model môžeme prepísať do tvaru:

$$\Delta y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i}, \quad (22)$$

kde Φ_0 je matica identity I_k a ostatné koeficienty možno rekurzívne dorátať ako $\Phi_i = \sum_{j=1}^i \Phi_{i-j} A_j$. Matica Φ_i obsahuje reakčné funkcie systému na šok j -tej premennej v systéme a zachytáva priebeh šoku v čase.

Reakčné funkcie vykresľujú efekt izolovaného šoku jednej premennej na ostatné premenné v systéme. Pri aplikácii na reálny svet však nemožno očakávať, že zmeny v premenných budú navzájom nezávislé. Jedným spôsobom ako odizolovať tieto odchýlky je aplikovanie Choléskeho rozkladu kovariančnej matice:

$$\Omega = ADA', \quad (23)$$

kde A je dolná trojuholníková a D diagonálna matica. Ortogonalizované šoky ϵ_t môžu byť vyjadrené ako $\epsilon_t = A^{-1}u_t$ a použité na analýzu reakčných funkcií, nakoľko už nie

1.2 Vektorová autoregresia

sú korelované.

$$\begin{aligned} E(\epsilon_t \epsilon_t') &= A^{-1} E(u_t u_t') (A^{-1})' \\ &= A^{-1} \Omega (A^{-1})' \\ &= A^{-1} A D A' (A^{-1})' \\ &= D \end{aligned} \tag{24}$$

Najjednoduchším spôsobom na odhadnutie reakčných funkcií v prítomnosti kointegrácie je prepísať model ako VAR s premennými v leveloch a ignorovať dlhodobé vzťahy medzi premennými. Tento postup sa v súčasnosti používa hlavne vďaka jeho výrazne jednoduchšej realizácii ako vychádzaním z VECM. V spojení s analýzou kointegrácie môže takýto postup poskytnúť ucelený pohľad na reakcie a vzťahy v sledovanom systéme.

2 Ekonomická časť

V tejto kapitole sa venujeme prícipom cenovej transmisie a jej príčinám. Pre správny výber ekonomických ukazovateľov a následnú prácu s dátami je nutné poznať ekonomické súvislosti, ktoré môžu stáť za zmenami cenovej hladiny. Keďže Slovensko je členským štátom Európskej únie, je zároveň nutné stručne popísať charakterické znaky špecifické pre EU.

2.1 Prepojenie dopytu a ponuky medzi cenami komodít a infláciou

Skúmaniu štatistického vzťahu medzi zmenami v cenách komodít a infláciou sa venovalo množstvo štúdií, napríklad [13]. Uvedená štúdia sledovala mesačné dáta v rámci USA a poukazuje na množstvo príkladov prepojenia cien komodít s konečnou cenovou hladinou pre spotrebiteľa. Teória jednoznačne napovedá, že vzťah medzi pohybmi v cenách komodít a infláciou závisí od príčiny, ktorá stojí za touto cenovou zmenou.

Na strane ponuky sú pohyby v cenách komodít pozitívne spojené s celkovými cenami. Posun v cenovej hladine komodít môže byť zvyčajne očakávaný v prípade priameho šoku v ponuke týchto komodít. Zmeny cien by boli závislé od relatívnej dôležitosti danej komodity, ktorá je postihnutá určitým šokom. Inými slovami, flexibilita ostatných cien a nahraditeľnosť ovplyvnených komodít hrá veľkú rolu v celkovom efekte na konečné ceny. Príklad nepriaznivého počasia [13] jednoducho vystihuje túto myšlienku. Nepriaznivé počasia pravidelne spôsobuje pokles ponuky poľnohospodárskych produktov, čo spôsobuje nárast ich cien na svetových trhoch. Čím sú ceny týchto komodít vyššie na globálnom trhu, tým viac možno očakávať, že táto zmena sa prenesie aj na koncové ceny produktov pre spotrebiteľa. Predpokladom je, že šok na strane ponuky ovplyvňuje celkovú ponuku v ekonomike a ceny iných spotrebiteľských produktov, čo limituje ich nahraditeľnosť. Tento efekt na celkovú cenovú hladinu môže byť podľa [13] očakávaný len vtedy, pokiaľ sa jedná o komodity potrebné ako vstupy do výroby, napríklad spomínané poľnohospodárske komodity.

2.1 Prepojenie dopytu a ponuky medzi cenami komodít a infláciou

Predstavme si situáciu, že svetovom trhu nastane šok v rámci ponuky zlata. Zo strany ponuky môže byť cena zlata volatilná vďaka svojmu prepojeniu na kapitálové náklady spojené s ťažbou. Ťažba zlata môže vyžadovať niekoľkoročné prípravy, kým dôjde k žiadanému navýšeniu produkcie. Preto môže byť v prípade nedostatku cena veľmi elastická na dopyt. Následne po zavedení nových baní do prevádzky a prichádzajúcemu prebytku v ponuke môže dôjsť k prudkému prepadu ceny. Inými slovami, ceny zlata sú veľmi citlivé na zmenu v ponuke. Nakoľko zlato nie je vstupom do ďalšej produkcie, nemožno očakávať, že jeho cenová volatilita bude viesť k zmenám celkových cien iných produktov pre spotrebiteľa.

Na strane ponuky je dôležitým faktorom predpoklad, že ceny komodít sú vnímané ako indikátor budúcej inflácie. Dôvodom je ich prepojenie na vysoko konkurenčné finančné trhy, čím sa stávajú flexibilnejšie ako konečné ceny. Vďaka všeobecne vysokej volatilita v indexoch na meranie inflácie, pohyby v cenách komodít sú vnímané ako pozitívne prepojený faktor na zmenu v agregovanej cenovej inflácii. Táto zmena vzniká ako odpoveď na dopytový šok. Podľa [13] tento vzťah existuje len v prípade, že na trhu pretrváva relatívne vysoký dopyt po danej komodite. Taktiež treba spomenúť, že ak sa z nejakého dôvodu presunie dopyt na iné produkty vďaka zvýšeniu ceny, spomínaná pozitívna korelácia môže byť primerane limitovaná. V tomto prípade by ceny komodít neboli nutne prepojené s infláciou.

Tieto príklady naznačujú, že vzťah medzi pohybmi v cenách komodít a infláciou závisí od príčiny, ktorá stojí za týmito pohybmi. To je spôsobené vysokou konkurenciou na svetových trhoch. Malé ekonomiky, ktoré sú nútené akceptovať tieto ceny, ako napríklad Slovensko, nemajú možnosť ovplyvňovať svetové ceny. Ich domáci dopyt je relatívne malý v porovnaní s dopytom iných obchodných partnerov. Slovenská ekonomika je všeobecne označovaná ako čistý importér komodít. Zmeny cien komodít na svetových trhoch preto môžu byť považované za primárne príčiny šokov na strane ponuky. Vyššie ceny komodít spôsobujú vyššie reálne marginálne produkčné náklady pre firmy, ktoré tieto náklady prenášajú na spotrebiteľov formou vyšších cien koncových produktov. Takto vzniká prirodzený tlak na infláciu.

2.2 Zákon jednej ceny

2.2 Zákon jednej ceny

V tejto podkapitole všeobecne popíšeme myšlienku zákona jednej ceny podrobnejšie vysvetlenú v [22]. Za predpokladu absencie transportných nákladov a obchodných reštrikcií platí, že dokonalá arbitráž v cenách komodít zaisťuje, že každý produkt má jednotnú cenu po celom svete. Ďalej rozlišuje medzi slabou a silnou verziou zákona jednej ceny. Predstavme si účastníka systému, ktorý má príležitosť predávať na dvoch rôznych trhoch. Jeho cieľom je maximalizovať profit Π , ktorý je vyjadrený funkciou:

$$\Pi(q_{1t}, q_{2t}) = \sum \{\delta^t [p_{1t+k}q_{1t} + p_{2t+j}q_{2t} - C(Q_t) - \tau_1q_{1t} - \tau_2q_{2t}]\} \quad (25)$$

kde q_{it} je množstvo predané na trhu i , $i = 1, 2$ v čase t , p_{it+k} je cena za dodanie produktu na trhu i (v perióde k alebo j , ktorá nasleduje po čase t), δ je reálny diskontný faktor a τ_{it} predstavuje transakčné náklady na jednu jednotku. Potom pre všetky $s > t$ sú podmienky prvého rádu daná ako:

$$\Delta_{t+s} = \delta^s [\delta^k p_{1t+k+s} - C'(Q_{t+s}) - \tau_{1t+s}] = 0 \quad (26)$$

$$\Delta_{t+s} = \delta^s [\delta^j p_{2t+j+s} - C'(Q_{t+s}) - \tau_{2t+s}] = 0 \quad (27)$$

Výnos ďalej môžeme vyjadriť ako:

$$\Delta_t = \delta^k p_{1t+k} - \tau_{1t} + \tau_{2t} - \delta^j p_{2t+j} = 0 \quad (28)$$

Za predpokladu, že neexistujú oneskorenia v transferoch, dostávame vzťah:

$$p_{1t} = p_{2t} + (\tau_{1t} - \tau_{2t}) \quad (29)$$

Zákon o jednej cene je základom pre odvodenie parity kúpnej sily, ktorú môžeme vysvetliť ako jeho agregovanú verziu v podobe cenových indexov, pričom je nutné zo všeobecniť aj potrebné predpoklady.

Faktory ako obchodné regulácie, transportné náklady a iné náklady, ktoré môžu nastať v reálnej ekonomike hrajú významnú rolu pri detailných analýzach cenovej transmisie. Literatúra [22] ďalej zdôrazňuje dôležitosť výmenného kurzu a daňového zaťaženia, ktoré by mali byť súčasťou modelov vysvetľujúcich zmeny cien. Bežne používaným predpokladom je homogenita produktu pre jednotlivé trhy. V rámci EU je

2.3 Cenová transmisia v poľnohospodárskych komoditách

úroveň kvality rovnakých produktov naprieč členskými štátmi diskutovanou témou. Medzi bežne uznávaný názor verejnosti na Slovensku patrí aj tvrdenie, že kvalita toho istého produktu v západných krajinách EU je vyššia ako vo východnej časti. Príkladom môžu byť pohonné hmoty alebo mäsové výrobky.

2.3 Cenová transmisia v poľnohospodárskych komoditách

Vzťah medzi cenami poľnohospodárskych komodít a spotrebiteľskými cenami závisí hlavne na miere dvoch typov transmisie: horizontálnej a vertikálnej cenovej transmisie.

Horizontálna cenová transmisia hovorí o vzťahu cien na rôznych trhoch v rámci rovnakej úrovne ponuky. Transmisia cien cez hranice nevyžaduje fyzický presun komodít alebo služieb [32]. Dôvodom je určitý stupeň integrácie trhov. V prípade cenovej transmisie svetových cien potravín na spotrebiteľské ceny koncových produktov je to miera integrácie týchto cien na domáci trh.

Vertikálna cenová transmisia vysvetľuje prepojenie cien v rámci výrobného reťazca. V prípade šoku na trhu záleží na jeho veľkosti, rýchlosti a príčiny zmeny, ktorá ovplyvnila výrobný reťazec. Komodity prechádzajú viacerými stupňami spracovania, čo môže zásadne ovplyvniť spôsob, akým sa akým sa šok v cene stupov prejaví na výstupy.

Podľa [12] a [23] je dopad na spotrebiteľov limitovaný vďaka malému podielu výdavkov na komodity v rámci konečného predajného produktu, ktorý prechádza viacerými úrovňami spracovania. Napriek tomu ceny komodít predstavujú výraznú zložku v cenách niektorých produktov, ako sú napríklad potraviny s krátkym časom spotreby.

Horizontálna cenová transmisia hovorí o vzťahu cien na rôznych trhoch v rámci rovnakej úrovne ponuky. Transmisia cien cez hranice nevyžaduje fyzický presun komodít alebo služieb [32]. Dôvodom je určitý stupeň integrácie trhov. V prípade cenovej transmisie svetových cien potravín na spotrebiteľské ceny koncových produktov je to miera integrácie týchto cien na domáci trh.

Literatúra zaoberajúca sa cenovou transmisiou je z veľkej časti zameraná na výrobné ceny v rámci hodnotovej reťaze v porovnaní so spotrebiteľskými cenami [6]. Taktiež

2.3 Cenová transmisia v poľnohospodárskych komoditách

možno pozorovať výraznejšiu cenovú transmisiu poľnohospodárskych komodít do koncových cien potravín v rámci rozvojových krajín, vrátane členských štátov EU.

Podľa [23] je potravinová cenová inflácia v európskych štátoch vyššia a relatívne citlivejšia ako v Japonsku, charakterom podobná tej v USA. Zároveň poukazujú na to, že zmeny cien sa výrazne líšia v rámci jednotlivých štátov Európskej Únie. Väčšina krajín však zažila prudké nárasty cien potravín od polovice roku 2007.

Všeobecne možno povedať, že výsledky štúdií venujúcich sa cenovej transmisii sa často odlišujú. Dôvodom sú pochopiteľne rozdiely medzi zdrojovými dátami, sledovanými časovými obdobiami, rôzne metodológie a samotné zameranie. To naznačuje, že kvalitatívne výsledky nie sú priamo porovnateľné. Podľa [12] môžeme kvalitatívne zhrnúť znaky trendov a záverov existujúcich výskumov do piatich skupín. Cenová transmisia cien potravín:

- je výrazne odlišná v závislosti od kategórie produktu,
- sa líši v závislosti od krajiny,
- jej veľkosť a charakter sa postupom času mení,
- je vyššia na výrobné ceny v porovnaní s tými spotrebiteľskými,
- je asymetrická.

2.4 Cenová transmisia v rámci Európskej únie

2.4 Cenová transmisia v rámci Európskej únie

Podľa [12] sú ceny na medzinárodných trhoch pre komodity s vysokou produkciou v rámci Európskej únie nižšie a viac volatilné oproti cenám v rámci EU. Hlavnou príčinou je CAP (Common Agricultural Policy), ktorá znižuje efekt cenovej transmisie šokov cien poľnohospodárskych komodít na domáce ceny. Výraznejší nárast cien v poslednom období a postupné znižovanie garantovaných cien v rámci EU tento vplyv postupne eliminuje.

Nedávne štúdie zaoberajúce sa vývojom cien potravín v rámci členských štátov EU poukazujú, že výraznejší nárast cien potravín môže byť spôsobený sériou makroekonomických faktorov alebo rozdielmi medzi štruktúrou potravinového reťazca v rámci členských štátov. Príkladom môžu byť štáty ako Česká republika alebo Poľsko, ktoré môžu posilnením svojich domácich mien oslabiť nárast spotrebiteľských cien. Článok [9] popisuje, ako prudký nárast cien svetových poľnohospodárskych komodít nasledovalo prudké zvýšenie výrobných cien a spotrebiteľských cien. Na druhej strane pokles cien na finančných trhoch potravinárskych vstupov sa nepreniesol analogickým spôsobom na výrobné a koncové ceny. V oboch prípadoch sa potrebný čas na stabilizovanie týchto cien pohyboval medzi 6 až 12 mesiacmi.

Ďalej štúdia [12] v rámci svojej analýzy naznačuje, že analyzovaním cien komodít v rámci EU namiesto svetových cien môže viesť k signifikantnejším a stabilnejším vzťahom medzi infláciou a šokmi. Poukazujú, že domáce ceny v rámci EU musia brať do úvahy existenciu CAP, ktorá výraznou mierou ovplyvňuje koncové ceny. K tomu navyše naznačujú, že spotrebiteľské ceny potravín v rámci EU reagujú asymetricky na poľnohospodárske ceny potravín.

2.5 Asymetrická cenová transmisia

V súčasnosti sa čoraz viac diskutuje o neefektoch reformy farmárskeho prostredia, ktoré sme popísali v predchádzajúcej podpitole.

Farmárske prostredie a benefity jeho CAP reformy v rámci EU, ktoré sme popisovali v predchádzajúcich podkapitolách sú predmetom narastajúcej diskusie. Súčasťou

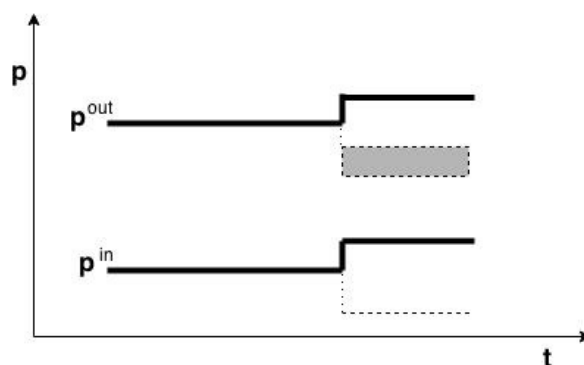
2.5 Asymetrická cenová transmisia

týchto politických debát je aj obava z nedokonalkej cenovej transmisie (môže byť spôsobená napríklad oligopolistickým správaním účastníkov trhu). Cenové zníženie na úrovni farmy môže často byť len pomaly a často nie kompletne prenesené cez celý výrobný reťazec až ku spotrebiteľovi. Na druhej strane sa zvykne predpokladať, že zvýšenie cien na úrovni farmárskeho prostredia sa prenesie do koncových cien rýchlejšie [31].

Treba poznamenať, že samotný trh môže hrať dôležitú rolu pri dokazovaní existencie asymetrickej cenovej transmisie (ďalej ACT). Zároveň to však nemusí byť jediný kauzálny faktor. Nekompletné, alebo asymetrické prenesenie ceny môže nastať z viacerých dôvodov. ACT zjednodušene povedané hovorí, že existuje určitá skupina agentov na trhu, ktorá neprosperuje zo zvýšenia alebo zníženie cien tak, ako by profitovala v prípade symetrického prenesia zmeny ceny.

2.5.1 Typy asymetrie

V tejto podkapitole sa budeme venovať typom asymetrie, ktoré popisuje [26]. Asymetrie znázorňujeme aj graficky, pričom všetky grafy boli vytvorené autorom na základe inšpirácie zo spomenutého zdroja. Asymetria spájaná s cenovou transmisiou môže byť klasifikovaná podľa troch kritérií. Prvé kritérium hovorí o tom, či je asymetrická rýchlosť alebo veľkosť cenovej transmisie. Rozdiel medzi týmito dvoma ACT zachytáva obr. 1

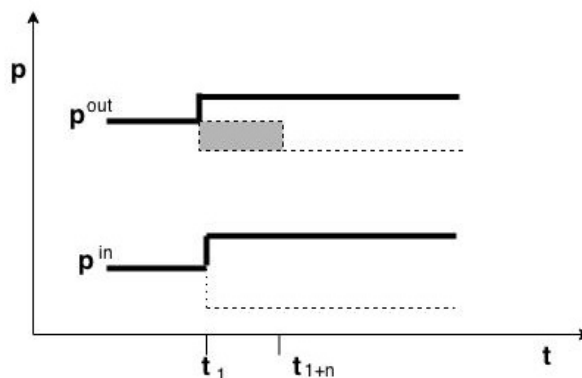


Obr. 1: Asymetrická cenová transmisia: vo veľkosti

Predpokladáme, že cena p^{out} je závislá na inej cene p^{in} , ktorá sa v určitom čase buď

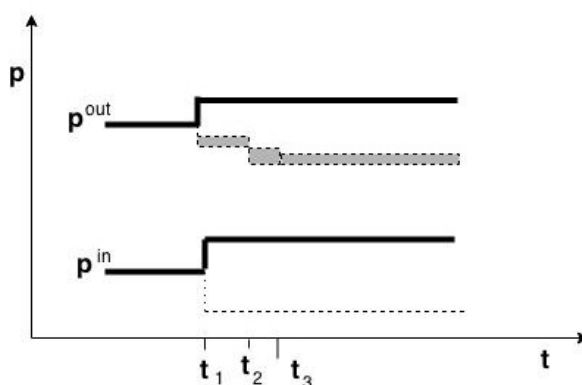
2.5 Asymetrická cenová transmisia

zvýši alebo zníži.



Obr. 2: Asymetrická cenová transmisia: v rýchlosti

Veľkosť reakcie na zmenu v p^{in} závisí od smeru tejto zmeny obr. 1.



Obr. 3: ACT v kombinácii rýchlosti a veľkosti

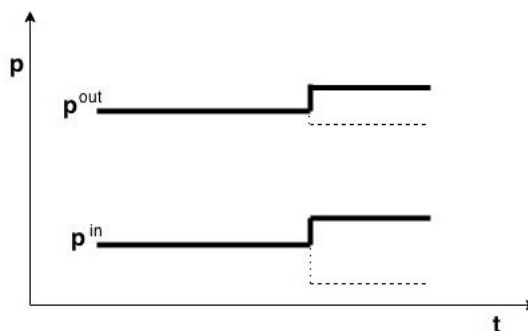
Zároveň je možná aj kombinácia týchto dvoch typov, kedy je cenová transmisia asymetrická s ohľadom na veľkosť aj rýchlosť. Zvýšenie p^{in} trvá dve periódy, pokiaľ sa naplno prenesie do p^{out} , zatiaľ čo zníženie p^{in} vyžaduje tri periódy (t_1, t_2 a t_3 a nie je úplne prenesené).

Predpokladom je konštatný a nemenný počet transakcií, čo možno interpretovať ako neelastický dopyt po koncových produktoch. Asymetria vo veľkosti cenovej transmisie vedie k permanentnej zmene (obr. 1), pričom veľkosť závisí len od cenovej zmeny a ovplyvneného objemu. Obr. 3 naznačuje, že kombinácia asymetrie v rýchlosti a veľkosti

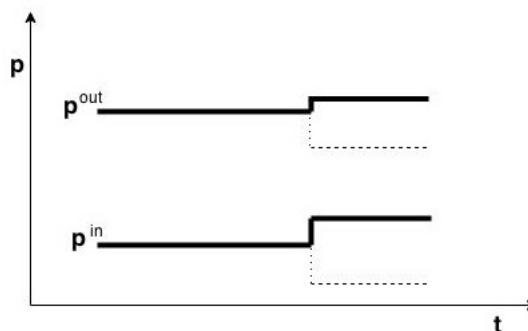
2.5 Asymetrická cenová transmisia

vedie k dočasnému aj permanentnému preneseniu.

Druhé kritérium kvalifikuje ACT ako pozitívnu alebo negatívnu. Ak p^{out} reaguje rýchlejšie alebo väčšou mierou na zvýšenie v p^{in} ako na zníženie, potom je asymetria označená ako pozitívna. Graficky znázornené na grafe 4.



Obr. 4: Pozitívna ACT



Obr. 5: Negatívna ACT

Analogicky negatívnu asymetriou označujeme situáciu, kedy p^{out} reaguje rýchlejšie a efekt je signifikantnejší na pokles v p^{in} ako na zvýšenie (obr. 5).

Je vhodné poznamenať, že cenová transmisia nemusí vždy prechádzať z výrobných na koncové ceny ako sa predpokladá v predchádzajúcich prípadoch. Zmeny v koncových cenách spôsobené zmenou dopytu sa môžu ľahko preniesť do výrobných cien. Pozitívnu ACT teda definujeme ako skupinu reakcií, podľa ktorých sa akýkoľvek pohyb v cene znižujúci maržu (napríklad nárast v p^{in}) prenesie rýchlejšie a kompletnejšie (do p^{out})

2.5 Asymetrická cenová transmisia

ako ekvivalentný pohyb zväčšujúci maržu. Analogicky ACT je negatívna pokiaľ sa cenové pohyby, ktoré pridávajú k marži prenášajú rýchlejšie alebo vo väčšej miere ako tie, ktoré z marže uberajú.

Tretím kritériom na klasifikáciu ACT je vertikálna alebo horizontálna cenová transmisia. Týmto typom sa podrobnejšie venujeme v podkapitole 2.3.

2.5.2 Príčiny asymetrickej cenovej transmisie

Cieľom tejto sekcie je stručne charakterizovať možné príčiny ACT. Dôraz kladieme predovšetkým na vertikálnu ACT, napríklad medzi rôznymi levelmi trhu¹. Podľa [26], medzi dve hlavné príčiny ACT patrí trh s nedostatočnou alebo neexistujúcou konkurenciou a náklady spojené s prispôbovaním ceny. Ďalšou možnou príčinou sú politické intervencie, ktorým sa venujeme v podkapitole 2.4. Inými možnými príčinami, ako asymetrickosť informácie a manažmentu zásob sa v tejto práci nebudeme bližšie zaoberať, nakoľko svojím charakterom nespádajú do problematiky, ktorú chceme v našej metodológii ďalej skúmať.

Štruktúra sily na trhu

Väčšina publikácií o ACT identifikuje bezkonkurenčné prostredie na trhu ako častú príčinu asymetrie. V reálnom svete samozrejme môže nastať aj v prípade vysokého počtu malých a nepružných dodávateľov (firiem). Riziko rozpútania takzvanej cenovej vojny môže viesť k zdržanlivému postoju k znižovaniu cien, čo následne môže viesť k asymetrii v cenovej reakcii na pozitívny alebo negatívny šok. Ak firma verí, že žiadny konkurent nezareaguje na zvýšenie ceny, ale všetci účastníci trhu zareagujú na zníženie, potom hovoríme o negatívnej asymetrii vysvetlenej v predchádzajúcej podkapitole. V opačnom prípade, keď všetky firmy zareagujú na zvýšenie a nikto nedorovná pohyb ceny smerom nadol nastáva prípad pozitívnej asymetrie. Dopredu teda nie je možné určiť, či sila trhu povedie k pozitívnej alebo negatívnej asymetrii [24].

¹Jeden z dôvodov je fakt, že v tejto práci sa venujeme skúmaniu vplyvu šokov na zmenu cien v rámci Slovenska. Horizontálna cenová transmisia by hrala dôležitejšiu úlohu v prípade porovnávania jednotlivých krajín EU.

Všeobecne možno povedať, že pokusy o prepojenie ACT a sily trhu charakterizujú dva hlavné problémy. Väčšina štúdií sa zaoberá len jedným produktom alebo trhom. Pokiaľ nemáme k dispozícii podrobné informácie o zmenách v štruktúre trhu, tak tento prístup neumožňuje porovnať cenovú transmisiu s vyššou alebo nižšou silou trhu. Tejto téme sa venovala práca [25], ktorá naznačuje rozdielny vplyv sily na trhu v porovnaní jednotlivých krajín v rámci Európy a ďalších krajín.

To nás privádza k druhému problému, ktorým je nájdenie vhodného odhadu na určenie sily trhu. Správanie jednotlivých firiem, ktoré sme popisovali v tejto kapitole totiž nie je možné popísať len jednoduchými charakteristikami ako počet subjektov a ich koncentrácia.

Náklady na prispôbenie

Ďalšie vysvetlenie pre ACT je spojené so vznikajúcimi nákladmi firmy, ak dochádza k zmenám množstiev alebo cien, či už pre vstupy alebo výstupy. Ak sú tieto náklady asymetrické vzhľadom na nárast alebo pokles v týchto parametroch, potom môže dôjsť k ACT. Príkladom môže byť situácia, kedy náklady pre firmu na zníženie objemu vstupov sú výrazne nižšie ako ich navýšenie za účelom zvýšenia produkcie. Dôvodom môžu byť náklady spojené s hľadaním nových zdrojov potrebných na vstupe.

Zaujímavým rozdielom medzi spomenutými príčinami je fakt, že náklady na prispôbenie sa zmenám cien sú reálne a ich následky nemožno použiť ako oprávnený dôvod na politické intervencie. Je preto pochopiteľné, že firmy obvinené zo zneužitia postavenia na trhu často tvrdia, že asymetrický prenos cien ku spotrebiteľom je spojený práve s asymetrickosťou týchto nákladov.

2.6 Vplyv šokov v monetárnej politike na ceny komodít

Dopadom monetárnej politiky na ceny komodít sa zaoberali vo svojej štúdii Barsky a Killian [5], ktorí tvrdia, že monetárna politika ovplyvňuje ceny komodít prostredníctvom

2.7 Politické intervencie

tvom očakavania na zmenu inflácie a ekonomického rastu. Existuje však množstvo iných kanálov spojených napríklad s alternatívnymi príležitosťami investovania do realitného trhu, podľa ktorého expanzívna monetárna politika povedie k nárastu cien komodít. Podľa [3] ich možno zhrnúť do týchto kategórii:

- nízke úrokové miery znižujú alternatívne náklady na držanie majetku, čo môže viesť ku zvýšenému dopytu po komoditách,
- na náklady na držanie komodít v "zemi" taktiež klesajú, preto je na strane ponuky výhodné odložiť extrahovanie dnes postrádateľných komodít,
- pre danú očakávanú cenu, zníženie úrokových sadzieb vedie k zníženým nákladom na držanie špekulatívnych nástrojov. Tým sa zjednodušujú možnosti na investovanie do aktív ako sú komodity. Toto môže za určitých okolností viesť k zvýšenému tlaku na ceny opcí a tým aj spotových cien.

2.7 Politické intervencie

V tejto časti popíšeme podrobnejšie trh poľnohospodárskych komodít, nakoľko sa jedná o veľmi podrobne sledovanú zložku ekonomických ukazovateľov. Poľnohospodárske trhy sú často vystavené vplyvom politickej intervencie.

V rámci európskych obchodných pravidiel má najväčší význam už spomínaný CAP (Common Agricultural Policy). Aby sme mohli správne interpretovať možný vplyv týchto pravidiel na mechanizmus cenovej transmisie, opíšeme si stručne jeho základné nástroje. Tiež je vhodné poznamenať, že CAP existuje viac ako 30 rokov a prechádzala množstvom úprav, ktoré charakterizujú aj možné ekonomické dopady. Je to systém dotácií a operačných programov, ktorých cieľom je zvýšiť poľnohospodársku produktivitu a zároveň zabezpečiť férový životný štandard pre výrobcov. Zároveň má za úlohu stabilizovať trh a garantovať dostupnosť potravín za relatívne prijateľné ceny pre spotrebiteľa. Podľa [2] sa CAP postupne transformovala od rozsiahlych regulačných pravidiel k tým menej rušivým, v zmysle ovplyvňovania prirodzených trhových mechanizmov. Rastúce finančné náklady na Európsky rozpočet v porovnaní s inými sektormi vyvíjali tlak na úpravy pravidiel týkajúcich sa CAP smerom k efektívnejším nástrojom. Po-

2.7 Politické intervencie

treba flexibilných reakcií na rýchlo sa meniace trhové podmienky viedla k postupnému odstráneniu výdavkov na dotácie produkcie a intervencie na trhu. Tieto zdroje sa začali z veľkej časti alokovať na dotácie, ktoré nevyžadujú priamu produkciu, ale iba pôdu spĺňajúcu určité podmienky.

Je teda nutné uvedomovať si, že pri cenách potravín je správny výber dát a následná adekvátne interpretácia výsledkov nesmierne dôležitá. Pre množstvo potravinárskych komodít produkovaných v EU sú medzinárodné ceny historicky nižšie a výrazne volatilnejšie ako tie v EU. Cenová transmisia na svetových trhoch je teda vďaka CAP limitovaná prostredníctvom nasledujúcich mechanizmov [12]:

- intervencie v cenách prostredníctvom garantovaných minimálnych cien,
- dotácie cien,
- importné sadzby,
- importné kvóty.

Príkladom komodity, ktorá podlieha mechanizmom určeným prostredníctvom CAP, sú mliečne výrobky. Na druhej strane, ceny kávy nespádajú pod tieto pravidlá a cenová hladina je takmer výhradne určená situáciou na svetových trhoch. Je teda zrejmé, že v prípade agregovania rôznych cien komodít do jedného indexu môže dôjsť k strate určitej časti informácie o dopadoch šoku na koncové ceny.

3 Empirická analýza

Primárnym cieľom empirickej analýzy je určiť vplyv šoku v cenách komodít na svetových trhoch na zmenu domácich cien. Príčiny vzniku inflácie hľadáme hlavne prostredníctvom dvoch rovín. Prvou je efekt cenovej transmisie cien nespracovaných komodít na celkovú infláciu a zmeny čisto v potravinových produktoch. Druhá rovina je prepojenie s globálnou cenou ropy. Cena ropy môže mať priamy efekt na domáce ceny, pretože vystupuje ako vstupný faktor v produkcii a zároveň predstavuje distribučný náklad v rámci obchodného levelu. Zároveň však môže mať aj nepriamy efekt cez prepojenie medzi cenou ropy a cenami poľnohospodárskych komodít na svetovom trhu. Tento nepriamy efekt odzrkadľuje bližšie vzťahy týchto cien vyplývajúce z globálne rastúcej produkcie etanolu. Podobné prepojenie možno v poslednom období pozorovať aj medzi cenami energie a cenami komodít [19].

Najskôr si pomocou kointegračnej analýzy nájdeme dlhodobú rovnováhu medzi sledovanými premennými. Informácia obsiahnutá v nestacionárnosti dát, ktorá ostáva po užití kointegračnej analýzy zachovaná, nám zadefinuje odchýlku od tejto rovnováhy. Vďaka týmto odchýlkam určíme vplyv zmien jednotlivých premenných na celkový vývoj cenovej hladiny. Pomocou tejto metodológie modelovania inflácie, ktorá je založená na nerovnováhe v dlhodobých vzťahoch, dostaneme relevantné výsledky aj pre modelovanie reakčných funkcií na krátkodobé šoky.

Jedným z rozhodujúcich faktorov pri analyzovaní dopadu svetových cien komodít na domáce ceny je dĺžka časovej periódy šoku. Tieto šoky sa môžu navzájom líšiť vo svojom časovom trvaní a zmeny prostredníctvom cenovej transmisie podliehajú často určitému oneskoreniu.

3.1 Meranie inflácie

Ekonomická teória definuje infláciu ako nárast celkovej cenovej hladiny tovarov a služieb. Jednotkou rastu sú peňažné jednotky danej ekonomiky za určité časové obdobie. Infláciu možno zároveň chápať ako stratu kúpnej sily peňazí. Pokiaľ dôjde k zvýšeniu

3.1 Meranie inflácie

cenovej hladiny, potom si za každú peňažnú jednotku možno kúpiť stále menej tovarov a služieb. Mieru inflácie teda možno vyjadriť prostredníctvom percentuálnej zmeny za určité obdobie:

$$\Pi_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_{t+1}}, \quad (30)$$

kde P_t reprezentuje cenový index v čase t a Π_t infláciu v čase t . Kombináciou viacerých tovarov a služieb vznikajú rôzne indexy, ktoré sa následne používajú ako ekonomické indikátory. Jedným z nich je napríklad index spotrebiteľských cien tvorený košom, ktorý nakupujú a užívajú domácnosti.

3.1.1 Vývoj inflácie na Slovensku po roku 2000

V tejto časti popíšeme vývoj cenovej hladiny na Slovensku a dôležité udalosti, ktoré sprevádzali tieto zmeny. Vychádzame z výročných správ Národnej banky Slovenska [33].

Rok 2000 bol významným rokom pre menovú politiku NBS. Novým zámerom sa stalo cielenie jadrovej inflácie. Na rozdiel od pôvodne sledovanej čistej inflácie pribudli do sledovaného koša aj potraviny. NBS v tom čase necielila na celkovú cenovú hladinu, ale predikovala jej vývoj. Hlavným nástrojom centrálnej banky v tomto období bola úroková sadzba. Ukázalo sa, že cielenie inflácie je oveľa náročnejší problém ako vytváranie predikcií očakávanej inflácie. V ďalšom roku do programu centrálnej banky pribudlo započítavanie šokov, ktoré ovplyvňujú cenovú stabilitu. Medzi sledované šoky patrilo napríklad domáci dopytový šok, spôsobený prudkým nárastom plátov. Externý šok bol charakterizovaný šokmi v cenách ropy a iných komodít. V prípade malých otvorených krajín, akou je aj Slovensko, správy uvádzajú výmenný kurz a rast zahraničných cien ako najvýraznejšie činitele ovplyvňujúce vývoj inflácie.

V ďalšom období sa Slovensko zaviazalo plniť konvergenčné kritéria pre vstup do EU a EMU. Jedným z kritérií bolo inflačné kritérium, ktoré stanovovalo maximálnu priemernú infláciu HCPI za posledných 12 mesiacov na úroveň priemeru troch krajín s najlepšimi výsledkami v rámci cenovej stability navýšenej o 1,5 percenta. Miera inflácie v roku 2003 dosiahla úroveň 8,5%, čo bolo spôsobené hlavne konečnými dereguláciami cien a zavedením jednotnej dane z pridanej hodnoty na úroveň 19%. V roku 2004

3.1 Meranie inflácie

ovplyvnilo mieru inflácie zavedenie zmien v zdaňovaní pohonných hmôt, ale aj celkový nárast cenovej hladiny na svetových trhoch. Celkovo sa však vývoj jadrovej inflácie stabilizoval.

V ďalších rokoch inflácia prekročila inflačné ciele centrálnej banky. Vo svojich správach NBS na jej súvis hlavne s rastom cien komodít, zlou úrodou a navýšením spotrebných daní na tabakové výrobky. Centrálna banka nebola úspešná ani v odhadovaní rastu cien potravinárskych a energetických komodít.

Vývoj ekonomických ukazovateľov v roku 2009 bol ovplyvnený predovšetkým vstupom Slovenska do eurozóny a pretrvávajúcou finančnou krízou, ktorá spôsobila prudký prepád globálnej ekonomickej aktivity. Inflácia dosiahla úroveň 0,9%, pričom tento pokles v porovnaní s predchádzajúcim obdobím bol spôsobený výrazným poklesom cien pohonných látok a spomalením rastu cien energií. Vstupom do systému spoločnej meny sa základnou úrokovou sadzbou stala sadzba pre refinančné operácie ECB. Za spomenuť určite stojí prudký medziročný pokles cien poľnohospodárskych výrobkov, čo bolo spôsobené hlavne poklesom cien rastlinnej produkcie. Vývoj cien obilnín (priemerný pokles o 33,9%), strukovín (priemerný pokles o 35,5%), ale aj cien surového kravského mlieka (−33,1%) boli hlavným hnacím motorom vývoja koncových cien. Treba však dodať, že hospodárska recesia sa prejavila v jednotlivých obdobiach s rôznou intenzitou a určitými časovými posunmi².

V roku 2010 došlo nielen k oživeniu ekonomickej aktivity, ale aj návratu trendu rastúcich cien potravín a pohonných látok. Medziročne dosiahla miera jadrovej inflácie priemernú hodnotu 0,7%. Medzi faktory ovplyvňujúce cenovú hladinu NBS zaradila pretrvávajúci nízky spotrebiteľský dopyt. Neistota ohľadom budúceho vývoja spojená s rastom nezamestnanosti spôsobila spomalenie dynamiky cien.

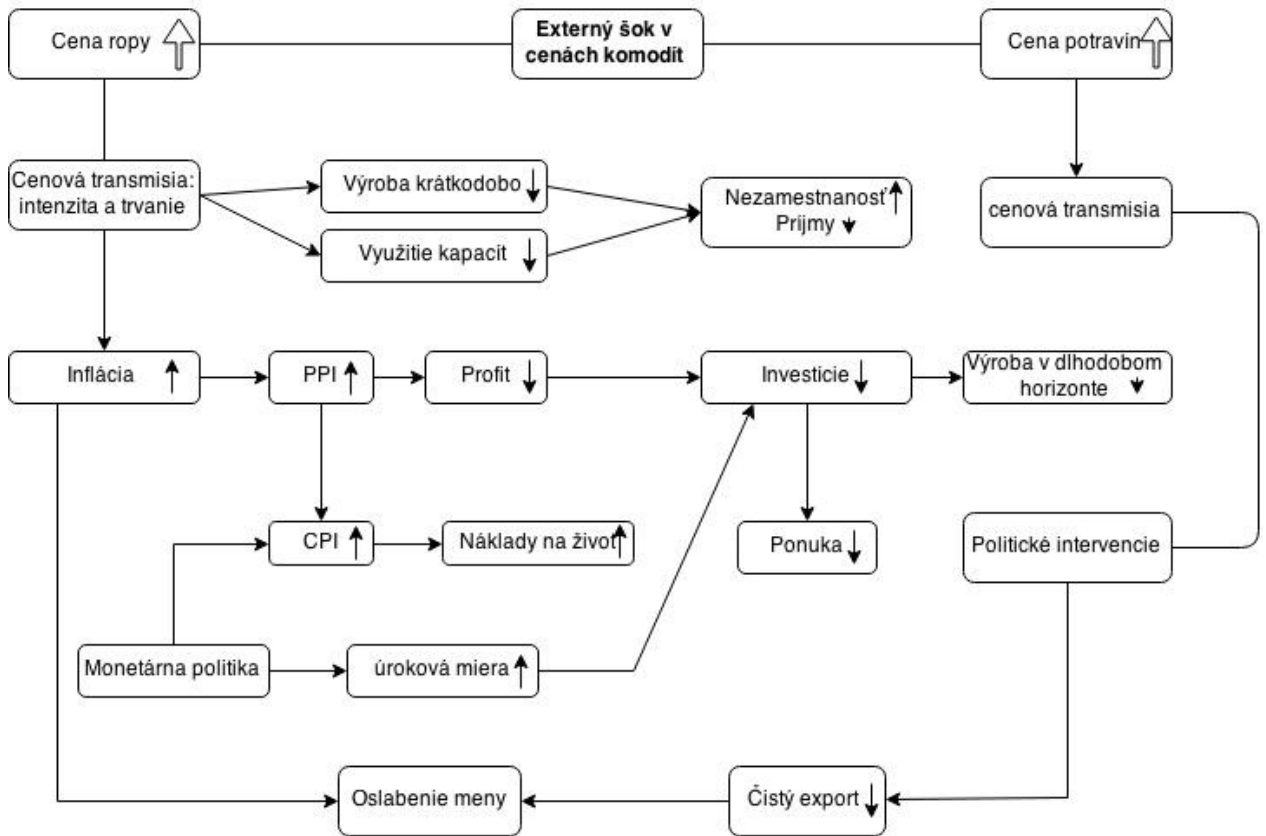
Kombinácia externých aj domácich faktorov spôsobila akceleráciu nárastu cenovej hladiny v roku 2011. Stagnujúci dopyt naďalej čiastočne tlmil rast inflácie, ale aj tak harmonizovaný index spotrebiteľských cien dosiahol úroveň 4,6%. V porovnaní s kon-

²Vývoj jednotlivých zložiek inflácie v materiáloch NBS jasne poukazoval na výrazné rozdiely a oneskorenie pri cenovej transmisii. Tento jav môžeme pozorovať v grafoch rozdielnej dynamiky zmien v jednotlivých odvetviach v prílohe A.12, [33].

3.1 Meranie inflácie

com roka 2010 to bolo zrýchlenie dynamiky o 3,3%. Zvýšenie DPH a spotrebných daní na cigarety taktiež prispeli k celkovému nárastu cenovej hladiny.

V ďalšom období sa inflácia spomalila, pričom hlavným faktorom boli ceny energií a zníženie dynamiky cien potravín. V súčasnom období opäť narastajúca volatilita na svetových trhoch, politické napätie a aktuálny dopyt naznačujú, že možno očakávať ďalšie výkyvy v cenových hladinách. Na základe predchádzajúcej kapitoly a poznatkov z [33] sme vytvorili nasledujúcu schému zachytávajúcu možný vplyv šoku na svetových trhoch.



Obr. 6: Transmisia cenového šoku v ekonomike

3.2 Popis dát

Náš empirický model pracuje s mesačnými údajmi. Dáta pochádzajú z databázy Eurostatu a OECD³. Náš hlavný cieľ je sledovať dopady cien ropy a ďalších komodít na koncové ceny potravín na Slovensku. Potrebujeme zohľadniť aj stranu dopytu, ktorý môže ovplyvniť koncové ceny. Existuje viacero spôsobov ako zahrnúť a aproximovať mieru posunu v dopyte. Z viacerých dôvodov, ako napríklad obmedzená frekvencia dát pre naše účely, sme sa rozhodli použiť mieru nezamestnanosti⁴. Zároveň sme v predchádzajúcej časti poukázali, že samotná NBS vo svojich materiáloch používala mieru nezamestnanosti ako jeden z vysvetľujúcich faktorov. Časový vývoj jednotlivých makroekonomických premenných je možno nájsť v prílohe. Pracujeme s nasledovnými premennými meranými v mesačnom intervale:

- Cenová hladina potravín prostredníctvom HCPI SK, 2005 = 100. Index zahŕňa potraviny a nealkoholické nápoje.
- Celková cenová hladina (CPI) Slovenska, prostredníctvom indexu spotrebiteľských cien.
- Index ceny ropy, 2005 = 100, vytvorený ako priemer troch spotových cien: Dated Brent, West Texas Intermediate a Dubai Fateh.
- Svetový cenový index potravín, 2005 = 100. Tvoria ho ceny obilnín, prírodných olejov, mäsa, morské plody, cukor, banány a pomaranče.
- Cenový index európskych cien potravín, 2005 = 100.
- Miera nezamestnanosti.
- Kurz USD/EUR, nominálny kurz amerického dolára voči euru. V prípade, že euro posilňuje (apreciuje), kurz sa hýbe smerom nahor. V opačnom prípade oslabuje.

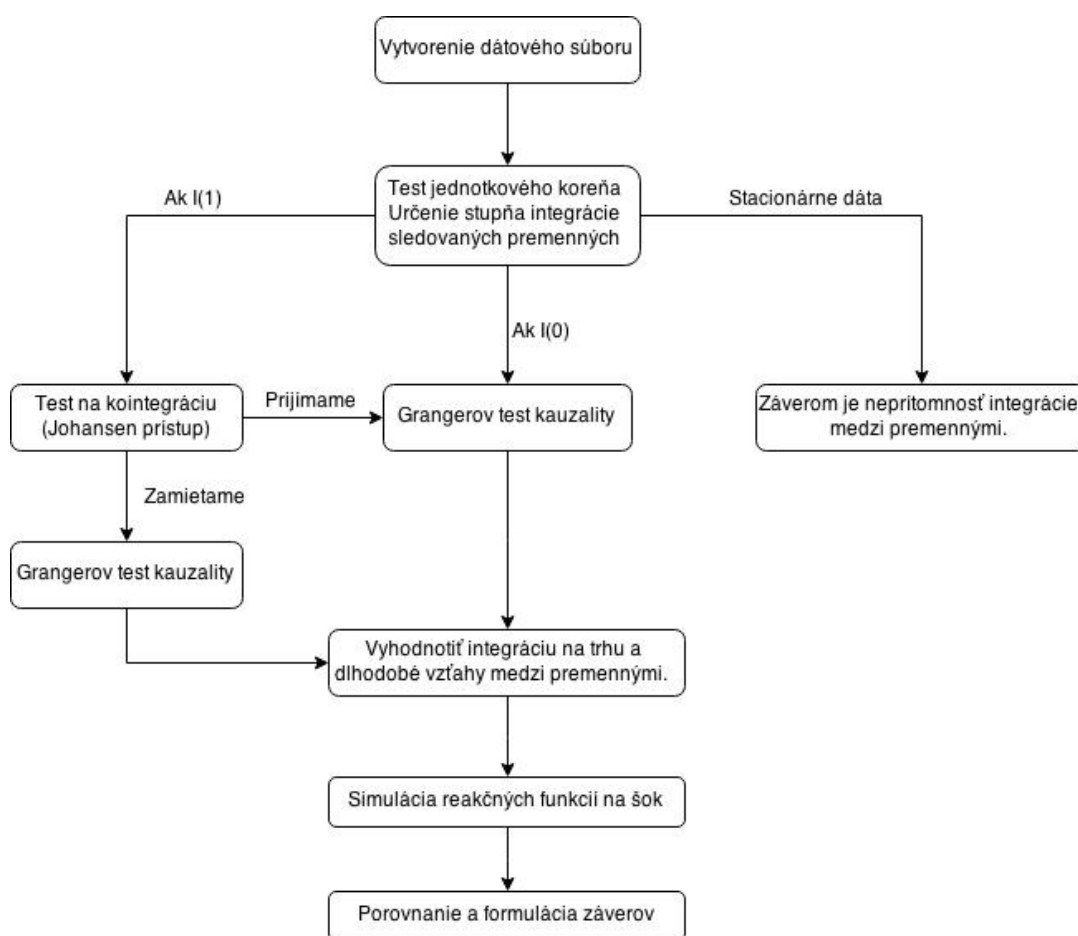
³Dáta sú voľne dostupné na stránkach [35] a [36], v našej práci pracujeme s mesačnými dátami.

⁴Inšpirovali sme sa podobným postupom v práci [10], kde autori sledovali faktory ovplyvňujúce infláciu v UK. Ich model potravinovej cenovej hladiny implikuje podobné výsledky, aké očakávame v našej analýze. Významným rozdielom je však fakt, že Veľká Británia nie je členom eurozóny a táto ekonomika je výrazne vyspelejšia oproti slovenskej.

3.3 Metodológia

3.3 Metodológia

Základná schéma postupu je graficky znázornená na obr. 7. Ako prvé sme testovali stacionaritu jednotlivých premenných. Z tabuľky 1 je zrejmé, že nulovú hypotézu o neprítomnosti jednotkového koreňa zamietame pri prvých diferenciách všetkých sledovaných sérií dát⁵. Použité PP a ADF testy teda naznačujú, že premenné sú nestacionárne a integrované rovnakého rádu $I(1)$.



Obr. 7: Metódy použité na vyhodnotenie cenovej transmisie na Slovensku

⁵tabuľka obsahuje hodnoty jednostranných t-štatistík

3.3 Metodológia

Test	ADF s trendom	ADF bez trendu	PP s trendom
Svetový index cien potravín	-3,171142	0.325976	-2.613638
HCPI SR potraviny	-2.745350	1.105097	-2.905530
Európsky index cien potravín	-2.604611	0.438770	-2.252299
Cena ropy	-3.196786	-0.695437	-2.401139
Inflácia SR	-1.866414	0.318152	-1.143626
Nezamestnanosť	-1.798554	-1.086157	-1.492111
Kurz	-2.783562	0.354921	-2.374174

* zamietame nulovú hypotézu pri 5%-nej hladine spoľahlivosti, ** pri 1%-nej

Tabuľka 1: Hodnoty jednostranných t-štatistík, premenné v leveloch

Nestacionárny priebeh, ktorý charakterizuje index cien potravín a iných súvisiacich premenných naznačuje, že medzi nimi môže existovať určitý dlhodobý vzťah. Bežným riešením nestacionarity dát je ich diferencovanie, až pokým nebudú diferencie stacionárne. Tento postup v našom prípade vylučujeme, pretože tým môžeme stratiť časť informácie. Najpravdepodobnejším kandidátom môže byť vertikálna cenová transmisia medzi cenami nespracovaných komodít a cien koncových potravinových produktov. Aby sme mohli zachytiť tieto možné dlhodobé prepojenia a dynamiku rôznych zmien, rozhodli sme sa použiť kointegrovaný vektorový autoregresný model.

Test	ADF s trendom	ADF bez trendu	PP s trendom
Svetový index cien potravín	-7.529640**	-7.477782**	-7.571680**
HICP SR potraviny	-5.152737**	-1.991042*	-9.519762**
Európsky index cien potravín	-9.264454**	-9.276788**	-9.269400**
Cena ropy	-7.158156**	-7.104138**	-7.234818**
Inflácia SR	-7.730981**	-1.847637	-11.14643**
Nezamestnanosť	-4.323842**	-4.256685**	-4.323842**
Kurz	-5.660231**	-9.075797**	-9.206132**

* zamietame nulovú hypotézu pri 5%-nej hladine spoľahlivosti, ** pri 1%-nej

Tabuľka 2: Hodnoty jednostranných t-štatistík prvých diferencií

3.4 Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska

Model 1

Kým pomocou CVAR je možné zachytiť dynamické korelácie medzi premennými, VAR je nročný na ekonomickú interpretáciu. V prípade kointegrovaných vzťahov je vhodné použiť vyjadrenie pomocou VEC popísaného v prvej kapitole. Kointegrované vzťahy sú potom explicitne parametrizované v matici β rovnice (18). Koeficienty predstavujú odhady pre dlhodobé elasticity. Pomocou štatistiky stopy a maximálnej vlastnej hodnoty možno vyhodnotiť počet kointegrácií. Výsledky v tabuľke kointegračných testov naznačujú, že premenné sú kointegrované ranku 1.

Kointegračný rank test (Stopa)

Hypotéza	Stopa	0.05		
No. of CE(s)	Vlastná hod.	Štatistika	Krit. hodnota	Prob.**
None *	0.178252	50.29321	47.85613	0.0290
najviac 1	0.086742	22.41552	29.79707	0.2760
najviac 2	0.043262	9.530832	15.49471	0.3185
najviac 3	0.022633	3.250845	3.841466	0.0714

Test stopy naznačuje 1 kointegrovanú rovnicu na 0.05 leveli.

Kointegračný Rank Test (maximálna vlastná hodnota)

Hypotéza	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Vlastná hod.	Štatistika	Krit. hodnota	Prob.**
None *	0.178252	27.87769	27.58434	0.0459
najviac 1	0.086742	12.88469	21.13162	0.4629
najviac 2	0.043262	6.279987	14.26460	0.5776
najviac 3	0.022633	3.250845	3.841466	0.0714

Test max vlastnej hodnoty naznačuje 1 kointegráciu na 0.05 leveli.

*zamietnutie hypotézy na 0.05 level,**p-hodnoty

Pomocou VEC je možné ďalej rozlišovať medzi krátkodobými a dlhodobými reakci-

3.4 Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska

ami. Na vytvorenie správneho VEC modelu potrebujeme určiť optimálnu dĺžku lagov⁶. Použitím programu eViews [37] sme vytvorili model premenných pozostávajúci z: HCPI index cien, európskeho indexu cien potravín, indexu cien ropy a miery nezamestnanosti. Premenné sme vyjadrili vo forme prirodzeného logaritmu čím zabezpečíme možnosť interpretovať výsledné odhady pre dlhodobé elasticity.

Prostredníctvom VEC dostávame odhad pre rovnicu dlhodobého vzťahu (štandardné odchýlky sú v zátvorkách:

$$(IHICP) = 0.5086(LEuPrices) - 0.1403(Loil) - 0.2424(Lu) + 3.4773 \quad (31)$$

$$(0.1109) \quad (0.0739) \quad (0.09431)$$

Výsledky potvrdzujú naše očakávania, že ceny európskych potravinových komodít majú v dlhodobom horizonte pozitívny vplyv na koncové ceny potravín na Slovensku⁷. V prípade 1% navýšenia cien komodít je možno očakávať navýšenie cien potravín o 0,51%. Ako druhou najvýznamnejšou vysvetľujúcou premennou sa ukázala miera nezamestnanosti. V prípade, že by sa tento ukazovateľ navýšil o 1% svojej predošlej hodnoty v dlhodobom horizonte očakávame pokles vybraných cien potravín v priemere o 0,24%. Zníženie cien možno vysvetliť znížením dopytu vďaka nižšej kúpnej sile obyvateľstva. Rovnica (31) naznačuje, že ceny ropy majú opačný efekt, ako sa všeobecne očakáva. Dôvodom môže byť kointegrácia medzi cenami ropy a cenou potravín a taktiež fakt, že väčšina potravín má množstvo dostupných substitútov, ktoré môžu byť vyprodukované aj na domácom trhu. Na lepšie pochopenie a ekonomické interpretovanie týchto vzťahov nám pomôže analýza reakčných funkcií.

3.4.1 Trvanie šoku a dynamika reakcie

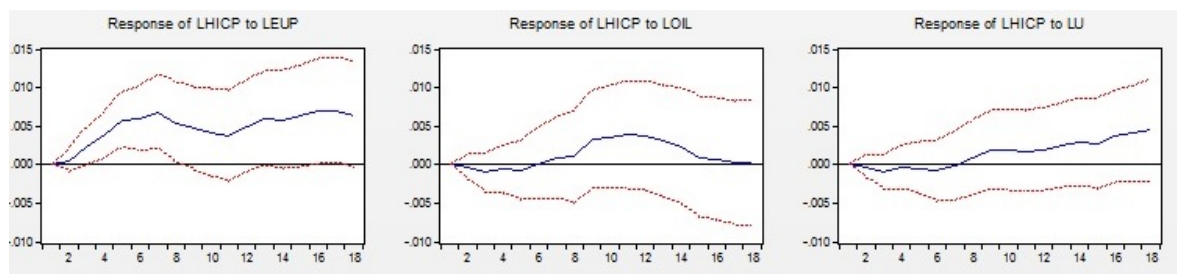
IRF zohľadňujú nárazové aj spätné vzťahy, ktoré môžu medzi jednotlivými premennými existovať. Takáto analýza je vhodným doplnkom k dlhodobým elasticitám a umožňuje lepšie interpretovať tento komplexný proces cenovej transmisie. Grafy reakčných funkcií poskytujú náhľad na ilustráciu zmeny periódu po perióde. Takáto simulácia teda zachytáva veľkosť vplyvu v určitom časovom horizonte. V našej analýze sledujeme vplyv

⁶Optimálnu dĺžku lagov sme určili pomocou analýzy reziduí (viď príloha A.13).

⁷Kompletný výstup obsahujúci odhadnuté koeficienty a korekčný člen je súčasťou prílohy. Model sme diagnostikovali na autokoreláciu a heteroskedasticitu - White test nezamietol homoskedasticitu.

3.4 Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska

daného jednorazového šoku o veľkosti jednej štandardnej odchýlky v premennej. Mesačný charakter dát nám poskytuje zaujímavý pohľad na dynamiku a priebeh takýchto šokov. Každá krivka reakčnej funkcie predstavuje samostatnú simuláciu.



Obr. 8: Vplyv šokov na index cien potravín

V zjednodušenom pohľade, keď zanedbáme zmeny v marži výrobcov možno efekt väčšieho šoku odvodiť pomocou príslušného skalárneho násobku. Reakčné funkcie na obr. 8 vysvetľujú efekt jednoperiódového šoku o veľkosti jednej štandardnej odchýlky na cenu potravín na Slovensku. Ako možno vidieť, šok v cenách európskych komodít spôsobí navýšenie cien s vrcholom už po približne 7 mesiacoch a tento efekt pretrváva aj nasledujúce obdobie. Šok v cenách ropy má kvantitatívne menší dopad s vrcholom okolo jedenásteho mesiaca a vplyv šoku sa postupom času vytratí. Toto pozorovanie potvrdzuje signifikatnejší vplyv cien potravinových komodít pre prípad inflácie v koncových cenách potravín. Celkový efekt takýchto šokov sa môže na prvý pohľad zdať pomerne malý. Podobne je to pri šoku nezamestnanosti, kde sa krátkodobý vplyv ukazuje ako zanedbateľný a šok len postupne buduje svoje momentum. Treba si však uvedomiť, že sa jedná o krátkodobý výkyv. Zjednodušene povedané, vďaka oneskoreniu pri cenovej transmisii je efekt takého šoku výrazne limitovaný následným stabilizovaním ceny na pôvodnú úroveň. Keďže svetové ceny sú vďaka pozornosti finančných inštitúcií výrazne citlivejšie na akékoľvek ekonomické aj neekonomické udalosti, v prípade krátkodobých šokov sa zmeny v koncových cenách prejavia oveľa miernejšie.

Model 2

V tomto modeli uvažujeme vplyv sledovaných premenných na celkovú infláciu na Slovensku. Zopakovaním metodológie z tejto kapitoly sme zostavili VEC model, pričom

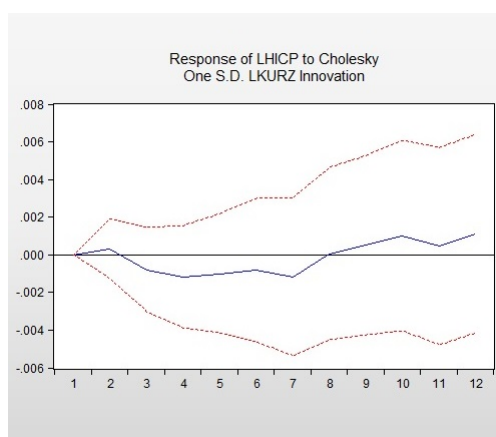
3.4 Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska

Johansen testy opäť poukázali na prítomnosť jednej kointegrácie. Dlhodobý vzťah s cenovou hladinou možno vyjadriť ako:

$$(lIndexCien) = 0.2421(LEuPrices) + 0.0633(Loil) - 0.0199(Lu) + 3.1791 \quad (32)$$

(0.0476) (0.0387) (0.0394)

Z uvedeného modelu je zrejmé, že celková inflácia je menej citlivá na šoky v cenách komodít ako samotný index potravinovej cenovej hladiny. To je v súlade s charakterom inflácie na Slovensku, ktorú sme popísali v tejto kapitole. Nárast v cenách komodít prispieje v dlhodobom horizonte k nárastu celkovej inflácie, zatiaľ čo nezamestnanosť sa ukazuje v tomto prípade ako veľmi nevýrazný ekonomický ukazovateľ. To môže súvisieť s už spomínaným faktom, že slovenská ekonomika je relatívne malá a závislá od situácie v ostatných krajinách. Tieto implikácie podporuje aj fakt, že vstupom do eurozóny sa mohla cenová hladina stať menej citlivou na výkyvy v domácej ekonomike.



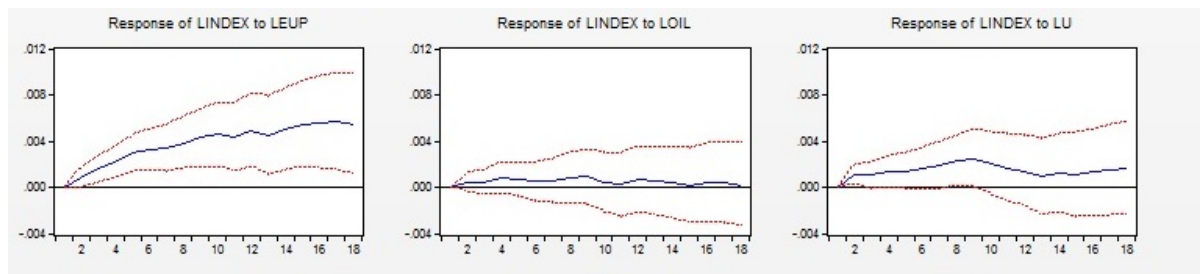
Obr. 9: Reakčná funkcia indexu cien na šok vo výmennom kurze

Práve spomínaný kurz je jedným z možných kandidátov na dobrú vysvetľujúcu premennú inflácie. Analýzou viacerých informačných kritérií⁸ a predchádzajúcich testov sme označili tento ukazovateľ ako nevhodný pre náš model. Okrem už spomínaných faktorov za tým môže stáť aj skutočnosť, že na sledovanie dát v časovom horizonte 2003-2014 nie je vhodné použiť výmenný kurz eura, nakoľko v prvej časti obdobia mala Slovenská republika svoju vlastnú menu, čo výrazným spôsobom ovplyvňuje možnosti monetárnej politiky. Zanedbateľný vplyv šoku vo výmennom kurze možno vidieť na

⁸Základný princíp použitých informačných kritérií je popísaný v prílohe 1.

3.4 Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska

jednej zo simulácií IRF (obr. 9), zatiaľ čo ceny komodít predovšetkým v potravinových zložkách ukazujú signifikantnú reakciu na šok o veľkosti štandardnej odchýlky (obr. 10).



Obr. 10: Reakčné funkcie šokov na infláciu

Efekt krátkodobého šoku v cenách ropy sa ukazuje byť v tomto prípade zanedbateľný. Porovnaníu jednotlivých modelov a tomu čo nám hovoria o zmenách v inflácii sa budeme venovať v poslednej časti práce.

Model 3

V poslednom modeli sme použili na vysvetlenie celkovej inflácie index svetových cien potravín. Navyiac sme pomocou testu Grangerovej kauzality skúmali smer vzťahov medzi jednotlivými premennými. Odhadnutý VECM model je v tomto prípade charakterizovaný rovnicou:

$$\begin{aligned}
 (IIndexCien) = & 0.1865(LWorldFoodP) + 0.1176(LOil) + 0.1051(Lu) + 2.876 \\
 & (0.0453) \qquad\qquad (0.0306) \qquad\qquad (0.0236)
 \end{aligned} \tag{33}$$

Tieto výsledky naznačujú, že vplyv svetových cien komodít je síce najdominantnejšou zložkou, ale celkový efekt je relatívne menší ako v predchádzajúcom modeli. Do popredia sa dostali väčšou mierou zvyšné vysvetľujúce premenné, čo svojim spôsobom podporuje vplyv CAP na cenové hladiny štátov EU. Zároveň však ostali zachované očakávané prepojenia dlhodobých vzťahov medzi premennými v zmysle orientácie.

Výsledky Grangerovho testu nám poskytnú lepšie vysvetlenie kointegrovaného vzťahu medzi premennými. Odhadnuté výsledky pre Grangerovu kauzalitu sú charakterizované pomocou χ^2 -štatistiky, pričom zamietnutie nulovej hypotézy implikuje prítomnosť vzťahu medzi dvoma premennými.

3.4 Analýza cenovej transmisie pre prípad Slovenska

nezávislé premenné				
závislá p.	χ -štatistika	lag 1. diferencovaných členov		
	$\Delta Lindex$	$\Delta LFoodW$	$\Delta LOil$	ΔLu
$\Delta Lindex$..	15.91	22.98**	19.56
$\Delta LFoodW$	6.86	..	9.88	9.81
$\Delta LOil$	27.29**	25.04**	..	20.08
ΔLu	7.77	4.69	6.48	..

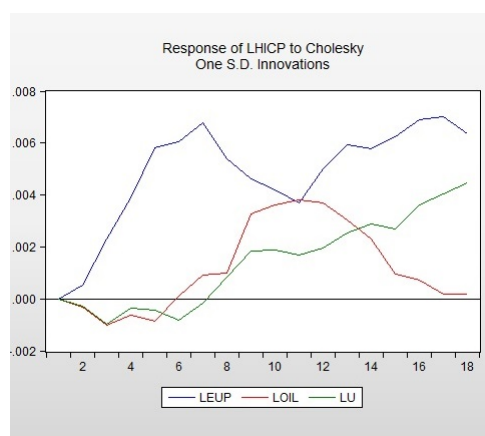
** označujú 5% level signifikancie, test v prílohe

Kauzálne prepojenia naznačujú, že predchádzajúce hodnoty indexu svetových cien potravín majú prediktívny charakter pre súčasné hodnoty cien ropy. Tieto majú ďalej prediktívnu hodnotu pre celkovú cenovú hladinu. Ostatné vzťahy sa ukázali ako ne-signifikantné, čo svojím spôsobom podporuje pohľad reakčných funkcií na krátkodobé zmeny.

4 Interpretácia a porovnanie výsledkov

Výsledky analýzy ukazujú, že transmisia európskych cien potravinových komodít je štatisticky aj ekonomicky signifikantná pre cenovú hladinu na Slovensku. Ceny ropy taktiež reprezentujú dôležitý faktor, ale tento efekt je primárne nepriamy cez prepojenie so svetovými cenami potravín. Faktor dopytu v podobe nezamestnanosti sa ukázal ako menej dominantný, čo možno vysvetliť nízkou cenovou elasticitou niektorých produktov na ponuku či dopyt.

Pozorované dlhodobé elasticity naznačujú, že 10%-ný šok (nárast) v cenách komodít európskych potravín by sa premietol v navýšení indexu potravinovej cenovej hladiny na Slovensku o 5,1%. Efekt takého šoku na celkovú infláciu je približne polovičný, čo je v súlade s viacerými pozorovaniami NBS. Podobne, 10%-né navýšenie cien ropy povedie k zvýšeniu celkovej inflácie o 0,6%. Dlhodobý vzťah medzi svetovými cenami potravinových komodít a celkovou infláciou naznačuje, že 10%-ný šok by sa preniesol v podobe 1,9%-ného navýšenia cien. To je menej v porovnaní s európskymi cenami komodít, čo podporuje domnienku o pretrvávajúcom vplyve CAP na cenovú hladinu krajín eurozóny. Ukázali sme, že asymetrická cenová transmisia je charakterizovaná typom a pôvodom šoku, čo nabáda k opatrnosti pri interpretácii konečných výsledkov. Na ilustráciu priebehu takýchto šokov sa ukázala užitočná analýza reakčných funkcií.



Obr. 11: IRF cien na šoky - porovnanie

Na grafe 11 môžeme sledovať dynamiku šokov po mesačných periódach. Zatiaľ čo šok v cenách potravinových komodít sa začne prejavovať relatívne rýchlo už v prvých

mesiacoch, efekt šoku v nezamestnanosti a cenách ropy môže prísť s oneskorením až 7 mesiacov a vrcholom približne po roku. Zaujímavým je aj fakt, že zatiaľ čo šok v cenách potravín a nezamestnanosti ponecháva určitú stopu, efekt šoku v cenách ropy sa po takmer 1,5 roku stratí. Pohľad na dlhodobé vzťahy medzi premennými a reakčné funkcie cenovej hladiny na jednotlivé šoky poskytuje relatívne ucelený pohľad na proces cenovej transmisie v sledovanom systéme. V rámci našej práce sme poukázali na viaceré benefity, ale aj nedostatky použitej metodológie. Zaujímavým rozšírením by mohlo byť implementovanie úrokovej miery, nakoľko v súčasnosti je tento parameter ostro sledovaným ukazovateľom po celom svete. V rámci ďalšej analýzy by bolo prínosom rozšíriť skúmané reakčné funkcie o šoky pretrvávajúce niekoľko období, prípadne rôznych intenzít.

Záver

V tejto diplomovej práci sme sa zaoberali skúmaním vzťahu medzi cenami komodít a infláciou pomocou ekonometrického CVAR modelu. Najskôr sme si predstavili základnú formuláciu vektorového autoregresného modelu, zaoberali sme sa skúmaním nestacionarity dát a postupov na testovanie. Pomocou Johansenovho kointegračného a Grangerovho kauzálneho testu sme popísali, ako sa testujú hypotézy o vzťahoch medzi sledovanými premennými. Na záver tejto kapitoly sme si ukázali impulznú reakčnú funkciu (*impulse response function*), ktorá slúži na vysvetlenie vplyvu šoku na zvolené premenné po jednotlivých periódach.

Ďalej sme sa zaoberali príčinami možnej existencie asymetrickej cenovej transmisie medzi cenovými hladinami. Vysvetlili sme si rozdiely medzi jednotlivými typmi transmisie a opísali princípy zákona o jednej cene. Poukázali sme na možné vplyvy a súvislosti špecifik Európskej únie pre ceny potravinových komodít.

V empirickej časti sme na základe nadobudnutých poznatkov skonštruovali a porovnali modely pozostávajúce z indexov cenovej hladiny, premenných vyjadrujúcich ceny komodít a miery nezamestnanosti ako aproximácie dopytu. Cieľom práce bolo skúmať infláciu na Slovensku a jej závislosť od svetových cien komodít. Zamerali sme sa teda na simulácie šokov v cenách surovín a následnú transmisiu na cenové hladiny. Podrobne sme opísali charakter zmien, ktoré takýto šok môže priniesť a poukázali na rozdiely medzi dlhodobými a krátkodobými vzťahmi. Empirická analýza poskytuje užitočný náhľad a potvrdzuje vplyv komodít na domácu cenovú hladinu a ďalej naznačuje, že európske ceny potravinových komodít sú jedným z kľúčových cenových ukazovateľov. Dôležitosť skúmania týchto závislostí zvyrazňuje fakt, že takmer všetky centrálné banky významných ekonomík aplikujú expanzívnu monetárnu politiku pretrvávajúcu ešte z krízového obdobia. Práve miera nezamestnanosti a inflácie sú kľúčové ukazovatele, ktoré tieto inštitúcie sledujú. Zachytením krátkodobých a dlhodobých vzťahov medzi cenami komodít a infláciou, podáva práca čitateľovi pohľad na prepojenie situácie na Slovensku s tou vo svete. Zároveň poskytuje vysvetlenia na možné oneskorenia a limity prenosu zmien cenovej hladiny, čo bolo možné v súčasnom odbobí sledovať pri cenách ropy a pohonných hmôt na Slovensku.

Zoznam použitej literatúry

- [1] Alexander, C.: *Market models: A guide to financial data analysis*, John Wiley & Sons Ltd., 2001
- [2] Anania, G.: *Multilateral trade negotiations, preferential agreements and the CAP. What's ahead?*, Queenstown, 2007
- [3] Anzuini, A., Lombardi M.J., Pagano, P.: *The impact of monetary policy shocks on commodity prices*, Working paper series, n. 1232, 2010
- [4] Baharuddin, N.S. et al.: *A VECM approach in explaining the relationship between interest rate and inflation towards exchangerate volatility in Malaysia*, World applied Sciences, s. 49-56, 2011
- [5] Barsky, R.B., Kilia L.: *Oil and the macroeconomy since the 1970s.*, Journal of Economic Perspectives, s. 115-134, 2004
- [6] Baquedano F.G., Liefert W.M.: *Market integration and price transmission in consumer markets of developing countries*, s 103-114, 2014
- [7] Bernanke, B.S., Gertler, M., Watson, M.: *Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks*, Brookings Papers on Economic Activity, s. 91-142, 1997
- [8] Bernanke, B.S., Gertler, M., Watson, M.: *Oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: The role of monetary policy*, Journal of Money, Credit, and Banking, s. 287-291, 2004
- [9] Busicchia, B.: *The Question of Reasonable Price for Food: Policy Alternatives to Control Food Price inflation in developed economies*, New York, 2013
- [10] Davidson J, et al.: *Explaining UK Food Price inflation*, Transparencz of Food pricing, Nottingham, 2011
- [11] Dickey, D. A. and Fuller, W. A.: *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, Journal of the American Statistical Association 74, s. 427-431, 1979

- [12] Ferrucci, G., Jimenez-Rodríguez, R., Onorante, L.: *Food price pass-through in the Euro Area. The Role of Asymmetries and non-linearities*, European Central Bank Working Paper Series, No 1168, 2010
- [13] Furlong, F., and Ingenito, R.: *Commodity Prices and Inflation*, Federal Reserve Bank of San Francisco, s. 27-47, 1996
- [14] Granger, C.W.J.: *Some recent developments in the concept of causality.*”, Journal of Econometrics, s. 199-211, 1988
- [15] Hamilton, J.D.: *What is an oil shock?* , Journal of Econometrics, s. 363-398, 2003
- [16] Heilmann, K.: *Stock Market Linkages - A cointegratio approach*, University of Nottingham, 2010
- [17] Hendry, D.F., Juselius, K: *Explaininig Cointegration Analysis: Part 1*, Energy Journal 21, s.1-42, 2000
- [18] Hendry, D.F., Juselius, K: *Explaininig Cointegration Analysis: Part 2*, Energy Journal 22, s. 75-120, 2001
- [19] Hertel, T.W., Beckman, J.: *Commodity Price Volatility in the Biofuel Era: An Examination of the Linkage between Energy and Agricultural Markets*, Cambridge, 2011
- [20] Hromádková, Z.: *Vplyv nerovnováh v ekonomike na vývoj cenovej hladiny*, diplomová práca, FMFI UK, Bratislavá, 2009, dostupné na internete (12.4.2015): <http://iam.fmph.uniba.sk/studium/efm/diplomovky/2009/hromadkova/diplomovka.pdf>
- [21] Jordanov, B.: *The influence of international agricultural market prices on Macedonian domestic agricultural market*, 2010
- [22] Listorti, G.: *Testing International price transmission under policy intervention, an application to the softweat market*, 2009
- [23] Lloyd, T., McCorriston, S., Morgan, W., Zgovu, E.: *European Retail Food Price Inflation. Eurochoices* , Eurochoices, s. 37-44, 2013

Zoznam použitej literatúry

-
- [24] McCorriston, S., Morgan C.W., Rayner, A.J.: *Processing Technology, Market power and price transmission* Journal of Agricultural Economics, s. 185-201, 1998
- [25] McCorriston, S., Morgan C.W., Rayner, A.J.: *Price transmission: the interaction between market power and returns to scale*, European Review of Agricultural Economics, s. 143-159, 2001
- [26] Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel: *Asymmetric Price Transmission A Survey*, Journal of Agricultural Economics, 2004
- [27] Mikloška, M.: *Modely kointegrovaných časových radov*, diplomová práca, MFF, Praha, 2008
- [28] Pfaff, B.: *VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars* Journal of statistical software, s. 27, 2008
- [29] Priestley, M. B.: *Spectral Analysis and Time Series*, Academic Press, 1981
- [30] Švarda, N.: *Menová politika pred vstupom do eurozóny a jednotná menová politika eurozóny vo vzťahu k finančnej stabilite na Slovensku*, diplomová práca, FMFI UK, Bratislava, 2009, dostupné na internete (1.2.2015): <http://www.iam.fmph.uniba.sk/studium/efm/diplomovky/2009/svarda/diplomovka.pdf>
- [31] Vavra, P, Goodwin B. K.: *Analysis of Price transmission Along the Food Chain*, OECD Food, Agriculture and Fisheries Working Papers, North Carolina, 2005
- [32] Von Braun, J., Tadesse, G.: *Global Food Price Volatility and Spikes: An Overview of Costs, Causes, and Solutions*, EF - Discussion on Development policy, 2012
- [33] Výročné správy NBS za roky 2002-2013, NBS, apríl 2015, dostupné na internete (1.4.2015): <http://www.nbs.sk/sk/publikacie/publikacie-nbs/vyroczna-sprava>
- [34] Walsh, J. P.: *Reconsidering the role of food prices in inflation*, IMF Working Paper WP/11/71, Asia and Pacific Department, 2011
- [35] <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
- [36] <http://stats.oecd.org>
- [37] <http://www.eviews.com/home.html>

Príloha

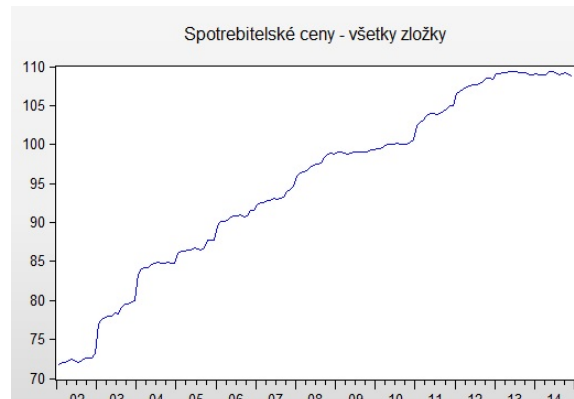
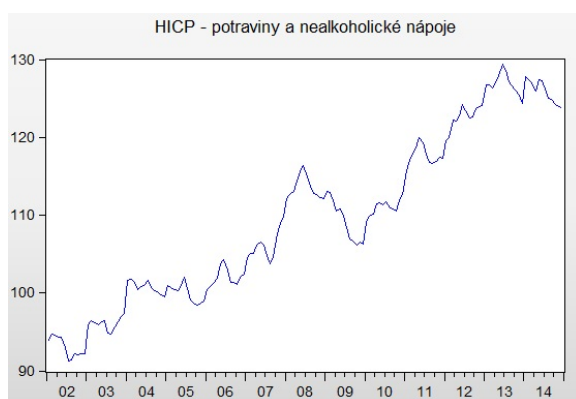
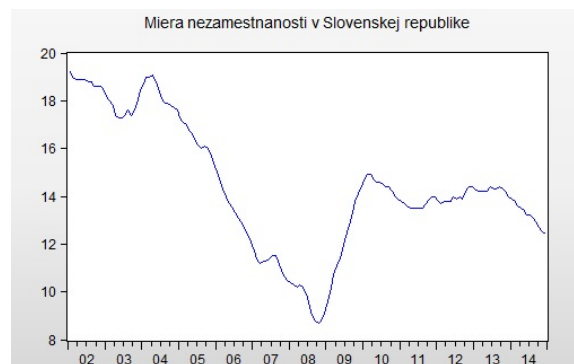
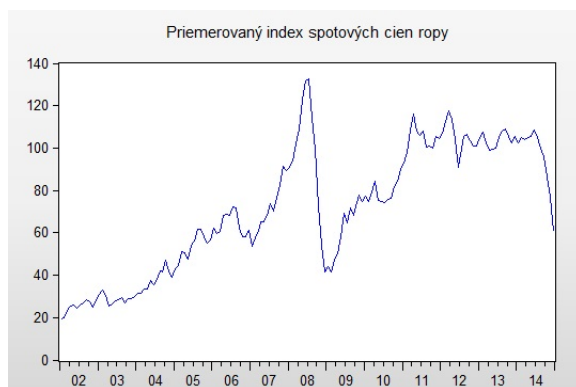
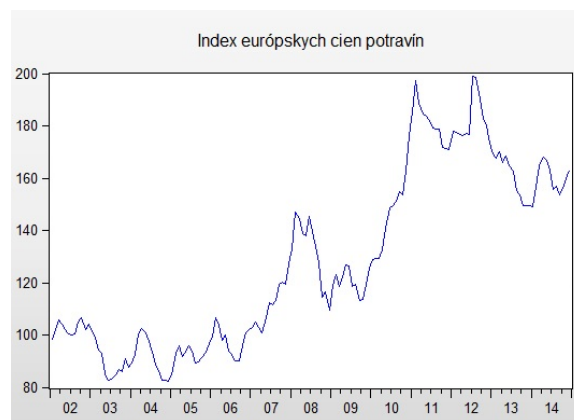
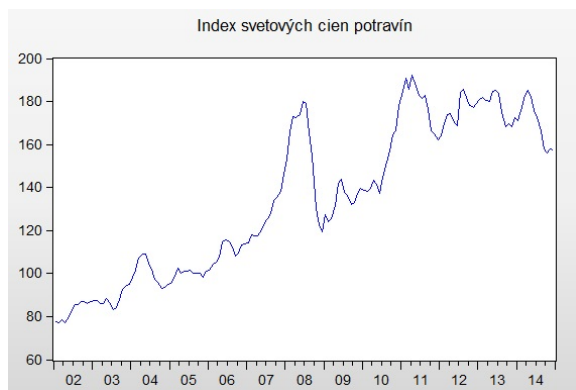
Výber modelu pomocou informačných kritérií

Literatúra [31] popisuje, že zostavenie správneho modelu pre daný súbor dát je proces výberu najlepšej varianty z viacerých kandidátov. Varianty môžu vzniknúť napríklad pridaním ďalšej vysvetľujúcej premennej alebo lagovej hodnoty. Na porovnanie viacerých modelov nám poslúžia informačné kritéria, ktoré merajú štatistickú presnosť modelu. Podmienkou je porovnávať model na rovnakom intervale dát a taktiež ponechať premenné v rovnakom tvare. V našej práci sa spoliehame hlavne na Akaikeho informačné kritérium (AIC). Hlavnou myšlienkou kritéria je preskúmať komplexitu modelu spoločne s jeho "vhodnosťou" pre danú vzorku dát. Výsledkom je merateľná hodnota, pomocou ktorej možno porovnávať túto rovnováhu medzi rôznymi modelmi. Literatúra odporúča minimalizovať hodnoty takýchto kritérií.

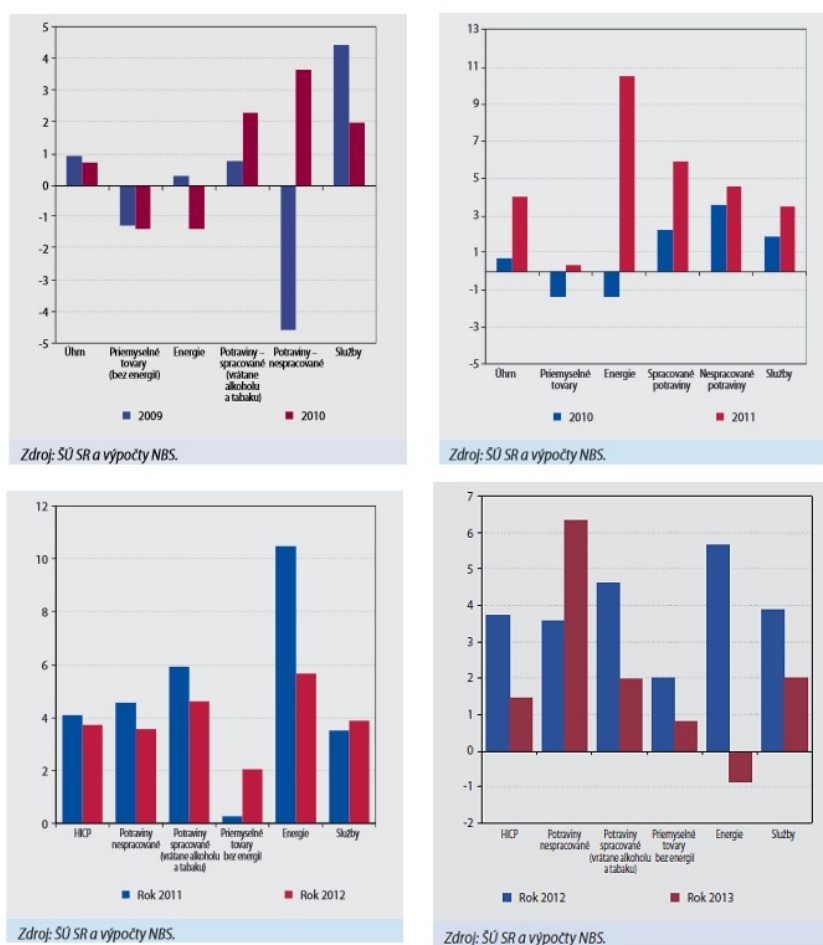
Akaikeho informačné kritérium: $AIC = 2k - 2\ln(L)$, kde k je počet parametrov a L funkcia vierohodnosti. Je teda zrejmé, že v prípade pridania premennej, ktorá nemá dostatočnú vysvetľovaciu silu, AIC narastie. Táto metodológia sa teda pokúša nájsť model s čo najmenším počtom parametrov, ktorý zároveň dostatočne správne popisuje pozorované dáta.

Medzi ďalšie často používané kritéria patria Schwarzovo a Hannan-Quinnovo informačné kritérium. Žiadne z týchto kritérií nemá charakter hypotézy, ktorá by nám mohla zamietnuť model. Princípom je minimalizácia týchto kritérií, ktoré zvyšujú pravdepodobnosť, že zvolený model je vhodný. Ak by sme sa na základe týchto kritérií nevedeli rozhodnúť, môžeme sa pre istotu pozrieť aj na iné vlastnosti takýchto modelov.

Vývoj vybraných ekonomických ukazovateľov



Vývoj jednotlivých zložiek inflácie



Obr. A.12: Zložky inflácie, ročná dynamika cien

Výber optimálnej dĺžky lagov pre VECM

- Vytvoríme VECM model pre zvolené premenné v log forme s lagom 1.
- Skúmame, či sa v reziduách pre každú rovnicu regresie nenachádza autokorelácia.
- V korelerograme reziduí berieme ohľad na Q -štatistiku. p hodnoty menšie ako 0.05 naznačujú, že reziduá regresie obsahujú prvky autokorelácie, príkladom takejto situácie je výstup. A.13
- Odhadneme nový model pridaním jedného lagu a opakujeme tento postup, pokým všetky p -hodnoty Q -štatistiky nie sú väčšie ako 0.05.

Sample: 2002M01 2014M12
Included observations: 131

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.107	0.107	1.5309	0.216
		2	0.116	0.106	3.3496	0.187
		3	0.110	0.090	4.9969	0.172
		4	0.079	0.050	5.8530	0.210
		5	0.065	0.034	6.4326	0.266
		6	0.139	0.112	9.1206	0.167
		7	0.125	0.089	11.332	0.125
		8	-0.080	-0.137	12.232	0.141
		9	-0.011	-0.043	12.248	0.200
		10	0.005	-0.004	12.251	0.269
		11	-0.116	-0.122	14.189	0.223
		12	-0.080	-0.079	15.136	0.234
		13	-0.100	-0.090	16.608	0.218
		14	-0.056	0.006	17.073	0.252
		15	-0.085	-0.011	18.151	0.255
		16	-0.098	-0.067	19.598	0.239
		17	0.006	0.078	19.604	0.295
		18	-0.217	-0.157	26.851	0.082
		19	-0.158	-0.119	30.749	0.043
		20	-0.119	-0.065	32.966	0.034
		21	-0.199	-0.168	39.236	0.009
		22	-0.069	0.002	40.000	0.011
		23	0.028	0.086	40.127	0.015
		24	0.161	0.237	44.371	0.007
		25	-0.092	-0.015	45.758	0.007
		26	-0.050	-0.081	46.171	0.009
		27	-0.056	-0.079	46.703	0.011
		28	-0.049	-0.055	47.104	0.013
		29	0.002	-0.110	47.104	0.018
		30	0.025	-0.088	47.214	0.024
		31	0.084	0.050	48.433	0.024
		32	-0.101	-0.094	50.223	0.021
		33	0.062	0.074	50.903	0.024
		34	-0.053	-0.097	51.403	0.028
		35	-0.124	-0.106	54.216	0.020
		36	0.018	0.011	54.273	0.026

Obr. A.13: Autokorelácia reziduí pre zvolenú rovnicu regresie

Výsledky Granger causality testov pre model 1 a 3

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 2003M01 2014M12
Included observations: 142

Dependent variable: D(LHICP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LEUP)	21.48218	13	0.0639
D(LOIL)	12.09423	13	0.5199
D(LU)	6.118570	13	0.9417
All	50.15538	39	0.1087

Dependent variable: D(LEUP)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LHICP)	17.37162	13	0.1829
D(LOIL)	7.670044	13	0.8644
D(LU)	5.105867	13	0.9728
All	33.96160	39	0.6987

Dependent variable: D(LOIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LHICP)	9.744389	13	0.7147
D(LEUP)	20.85233	13	0.0759
D(LU)	18.21422	13	0.1496
All	52.90930	39	0.0678

Dependent variable: D(LU)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LHICP)	13.29272	13	0.4255
D(LEUP)	18.30678	13	0.1462
D(LOIL)	13.47294	13	0.4120
All	54.38135	39	0.0518

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Sample: 2003M01 2014M12
Included observations: 142

Dependent variable: D(LINDEX)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LFOODW)	15.91167	13	0.2539
D(LOIL)	22.98235	13	0.0419
D(LU)	19.55572	13	0.1069
All	54.75657	39	0.0483

Dependent variable: D(LFOODW)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LINDEX)	6.865921	13	0.9089
D(LOIL)	9.879772	13	0.7037
D(LU)	9.809119	13	0.7095
All	29.80677	39	0.8552

Dependent variable: D(LOIL)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LINDEX)	27.28619	13	0.0114
D(LFOODW)	25.03453	13	0.0228
D(LU)	20.07871	13	0.0933
All	73.39151	39	0.0007

Dependent variable: D(LU)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LINDEX)	7.770446	13	0.8582
D(LFOODW)	4.698577	13	0.9812
D(LOIL)	6.482935	13	0.9268
All	24.07326	39	0.9709

VEC prvý model a test heteroskedasticity

- Obrázok 1: Takto zostavený model poskytuje koeficienty dlhodobej elasticity a korekčný člen.
- Obrázok 2: Testom na heteroskedasticitu sme overovali každý model, v prípade prítomnosti tohto javu by boli aplikované ďalšie úpravy modelu.

Sample (adjusted): 2003M03 2014M12
Included observations: 142 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1			
LHICP(-1)	1.000000				
LEUP(-1)	-0.508597 (0.11091) [-4.58583]				
LOIL(-1)	0.140314 (0.07386) [1.89980]				
LU(-1)	0.242373 (0.09431) [2.56985]				
C	-3.477304				
Error Correction:	D(LHICP)	D(LEUP)	D(LOIL)	D(LU)	
CointEq1	-0.040648 (0.01959) [-2.07513]	0.109511 (0.10039) [1.09084]	0.078172 (0.18445) [0.42382]	-0.087881 (0.02519) [-3.48878]	

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Sample: 2003M01 2014M12
Included observations: 142

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
1073.136	1060	0.3826

Individual components:

Dependent	R-squared	F(106,35)	Prob.	Chi-sq(106)	Prob.
res1*res1	0.693799	0.748151	0.8685	98.51945	0.6845
res2*res2	0.840511	1.740098	0.0316	119.3525	0.1771
res3*res3	0.697623	0.761787	0.8534	99.06242	0.6705
res4*res4	0.751769	0.999979	0.5185	106.7512	0.4613
res2*res1	0.779339	1.166174	0.3079	110.6662	0.3589
res3*res1	0.718205	0.841543	0.7513	101.9851	0.5923
res3*res2	0.844895	1.798617	0.0247	119.9751	0.1670
res4*res1	0.767382	1.089258	0.3973	108.9683	0.4022
res4*res2	0.723362	0.863388	0.7202	102.7174	0.5722
res4*res3	0.714504	0.826354	0.7722	101.4595	0.6066

Reakčné funkcie všetkých premenných na šok pre model 1

