

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE



DIPLOMOVÁ PRÁCA

2009

ZUZANA HROMÁDKOVÁ

**Vplyv nerovnováh v ekonomike na vývoj
cenovej hladiny**

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Zuzana Hromádková

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
KATEDRA APLIKOVANEJ MATEMATIKY A ŠTATISTIKY

9.1.9. Aplikovaná matematika

Ekonomická a finančná matematika

Vedúci diplomovej práce:

Ing. Branislav Reľovský

BRATISLAVA 2009

*Prehlasujem, že som túto diplomovú prácu
vypracovala samostatne len na základe vedomostí
získaných štúdiom a uvádzam všetky
literárne pramene, ktoré som použila.*

Zuzana Hromádková

*Ďakujem vedúcemu svojej diplomovej práce,
Ing. Branislavovi Reľovskému,
za odborné vedenie, cenné rady, praktické
pripomienky, trpezlivosť a poskytnutú literatúru.*

Abstrakt

Cieľom diplomovej práce je určiť hlavné determinanty rastu inflácie pomocou vplyvu nerovnováh v troch makroekonomických sektoroch. Sú nimi: (1) trh práce, kde nerovnováha je determinovaná hlavne mzdovou infláciou, (2) peňažný trh a s ním spojený prebytok peňazí v ekonomike a (3) inflácia spôsobená rastom cien na trhu importovaných tovarov. Na modelovanie dlhodobej rovnováhy na jednotlivých trhoch, respektíve odchýliek od tejto rovnováhy, využívame kointegračnú analýzu. Metódou najmenších štvorcov následne určíme vplyv jednotlivých odchýliek na celkový vývoj inflácie na Slovensku v rokoch 1997 - 2008.

Kľúčové slová:

Inflácia; Kointegračná analýza; Johansenov kointegračný test; Celkový model inflácie.

Obsah

Úvod	8
1. Ekonomická teória	9
1.1. Definícia inflácie	9
1.2. Spôsoby nazerania na príčiny inflácie	10
1.2.1. Produkčná medzera	10
1.2.2. Phillipsova krivka	11
1.2.3. Trojuholníkový model	13
1.2.4. Monetárna politika	14
1.2.5. Importovaná inflácia	15
1.3. Následky inflácie	16
1.4. Vývoj menovej politiky a vývoj inflácie na Slovensku	17
1.4.1. Hlavné determinanty inflácie v transformujúcej sa ekonomike SR	17
1.4.2. Menová politika na Slovensku	17
1.4.2.1. Menová politika a vývoj inflácie v rokoch 1993 – 2000	18
1.4.2.2. Menová politika a vývoj inflácie v rokoch 2000 – súčasnosť	19
2. Ekonometrická teória	22
2.1. Stochastické procesy	22
2.1.1. Stacionárne procesy	22
2.2. Integrované procesy	23
2.2.1. Testovanie prítomnosti jednotkového koreňa	24
2.3. Kointegračná analýza	25
2.3.1. Vector Autoregression Model (VAR) a Error Correction Model (ECM)	26
2.3.2. Johansenov kointegračný test	26
2.3.3. Vector Error Correction (VEC) model	28
2.3.4. Testovanie reštrikcií na parametre normalizovaného kointegračného vektora	28

3. Empirická analýza	30
3.1. Popis dát	30
3.2. Trh práce	32
3.3. Peňažný trh	37
3.4. Inflácia importovaná zo zahraničia dát	42
3.5. Celkový model inflácie dát	47
4. Záver	51
Použitá literatúra	52
Zoznam príloh	54

Úvod

Základným cieľom tejto diplomovej práce je skúmať vplyv nerovnováh v ekonomike na vývoj celkovej cenovej hladiny. Podobným problémom sa zaoberala štúdia [1], ktorá bola zameraná na dánsku ekonomiku. Vývoj celkovej domácej cenovej hladiny skúmame v troch rôznych rovinách. Prvou je domáci trh práce, kde sa sústredíme na hlavné determinanty mzdovej inflácie. Druhou rovinou je monetárna oblasť, kde popíšeme efekt prebytočnej ponuky peňazí na trhu na rast cien. Poslednou rovinou, v ktorej budeme hľadať efekty ovplyvňujúce cenovú hladinu, je transmisný kanál vonkajších efektov – t.j. inflácie importovanej zo zahraničia.

Na modelovanie jednotlivých sektorov používame viacrozmerný kointegračný model, pomocou ktorého sa dajú analyzovať ako krátkodobé tak aj dlhodobé vzťahy medzi premennými. Pomocou odchýliek reálnych dát od nami získaných empirických modelov zachytávajúcej dlhodobú rovnováhu v každej z troch oblastí, vytvoríme celkový model inflácie, ktorým identifikujeme hlavné determinanty ovplyvňujúce rast cien na Slovensku. V závere práce interpretujeme výsledky.

Diplomová práca sa skladá z troch kapitol. Prvá časť obsahuje ekonomickú teóriu, ktorá sa zaoberá infláciou a teoretickými prístupmi k určeniu jej determinantov. V tejto kapitole tiež popisujeme vývoj cenovej hladiny na Slovensku od vzniku samostatného štátu až po súčasnosť. V druhej kapitole je zadefinovaný ekonometrický model, použitý pri následnom empirickom modelovaní dát. V poslednej - tretej kapitole sú zhrnuté interpretácie výsledkov a konečné závery.

1. Ekonomická teória

1.1. Definícia inflácie

V ekonómii sa *inflácia* definuje ako rast celkovej cenovej hladiny tovarov a služieb. Rast je meraný v peňažných jednotkách danej ekonomiky za určité časové obdobie. Inflácia je často chápaná aj ako strata kúpnej sily peňazí, pokles ich skutočnej hodnoty. Keď sa celková cenová hladina zdvihne, za každú peňažnú jednotku sa dá kúpiť stále menej tovarov a služieb. *Miera inflácie* (1.1) je vyjadrená ako percentuálna zmena v cenovom indexe za dané časové obdobie:

$$\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} \quad (1.1)$$

, kde P_t je cenový index v čase t a π_t označuje infláciu v čase t .

Index spotrebiteľských cien je ekonomický indikátor, ktorý bol vytvorený na meranie zmeny cien v spotrebnom koši tovarov a služieb, ktoré nakupujú a užívajú domácnosti v čase.

V našej práci používame tzv. *harmonizovaný index spotrebiteľských cien* - HCPI, ktorý bol vytvorený pre lepšie porovnanie rastu cenových hladín medzi jednotlivými krajinami Európskej Únie. Presne stanovuje váhu a charakter jednotlivých položiek v spotrebnom koši indexu. Počíta sa podľa Laspeyeresovho vzorca:

$$HCPI = \frac{\sum_{i=1}^n p_t^i q_0^i}{\sum_{i=1}^n p_0^i q_0^i} 100 \quad (1.2)$$

, kde p_t^i je cena i -teho tovaru v čase t , p_0^i je cena i -teho tovaru v bázickom období a q_0^i je váha i -teho tovaru v bázickom období.

Deflátor HDP je ďalší známy indikátor miery inflácie. Na rozdiel od bežného cenového indexu, zahŕňa v sebe cenu všetkých statkov a produktov v ekonomike v danom období, t.j. kôš tovarov je premenlivý. Je zadefinovaný ako pomer medzi nominálnym a reálnym HDP.

$$HDP \text{ deflator} = p = \frac{Hdp_{nom}}{Hdp_{real}} \times 100 \quad (1.3)$$

V súvislosti so zmenou cenovej hladiny sa stretávame aj s inými pojmami. Ak dochádza k poklesu celkovej cenovej hladiny, hovoríme o *deflácií*. Tá je často spôsobená poklesom ponuky peňazí, alebo poklesom vládnych či súkromných výdavkov. Vedľajším efektom deflácie v ekonomike je nezamestnanosť, ktorá je spôsobená poklesom dopytu.

Ak tempo rastu inflácie prekročí hranicu 50 percent mesačne, jedná sa tzv. o *hyperinfláciu*. Dochádza k nej najmä v časoch krízy, kedy sa ponuka peňazí zvyšuje neúmerne k rastu HDP a to hlavne z dôvodu financovania štátnych výdavkov. Jej dôsledkom je najmä kolaps peňažného systému, keďže peniaze strácajú svoju funkciu uchovávateľa hodnoty ako aj funkciu výmenného prostriedku. S tým súvisí aj ohrozenie fungovania výrobného sektora ekonomiky a prehlbovanie krízy (momentálne sa v tejto situácii nachádza Zimbabwe[2]).

Pri spomalení rastu cenovej hladiny (pri deflácií ceny klesajú) hovoríme o *disinflácii*.

Ak sa rast ekonomiky, teda rast hrubého domáceho produktu spomalí, a zároveň sa zvyšuje nezamestnanosť, ale napriek tomu producenti stále zvyšujú ceny, hovoríme o *stagflácii*.

1.2. Spôsoby nazerania na príčiny inflácie

V makroekonomickej literatúre existuje mnoho rôznych chápaní príčin rastu inflácie. Postupne si objasníme tie najdôležitejšie z nich.

1.2.1. Produkčná medzera

Všeobecná definícia produkčnej medzery je pomer rozdielu aktuálneho a potenciálneho reálneho produktu ekonomiky ku potenciálnemu HDP:

$$prod. \text{ medzera} = \frac{Y - Y^p}{Y^p} \quad (1.4)$$

, kde Y označuje reálny HDP a Y^p je potenciálny HDP.

Potencionálny produkt je úroveň HDP, ktorú by ekonomika dosiahla pri *prirodzenej miere nezamestnanosti*. Prirodzená miera nezamestnanosti (inak označovaná aj ako NAIRU), je miera, ktorá netlačí na zvyšovanie inflácie. Zodpovedá stavu, kedy *inflačné očakávania*¹ sú už započítané do cien a miezd. Potencionálne HDP preto chápeme ako optimálny produkt, ktorý je schopná ekonomika vytvoriť bez toho, aby došlo k neželaným inflačným tlakom.

Ak ekonomika produkuje pod svojou potencionálnou úrovňou, dochádza k previsu dopytu nad ponukou. Na pokrytie dopytu, ekonomika musí zvýšiť produkciu. Zvýšenie produkcie je však podmienené rastom mzdových nákladov, ktoré sú následne kompenzované rastom výrobných cien. Ceny na trhu sa teda prispôbujú novým podmienkam a dochádza k postupnému rastu inflácie.

1.2.2. Phillipsova krivka

Phillipsova krivka (ďalej budem označovať PC) je ekonomický koncept vytvorený A.W.Phillipsom (1958), ktorý poukazuje na to, že medzi mzdovou infláciou (neskôr nahradená cenovou infláciou (Samuelson, Solow)) a nezamestnanosťou je stabilný inverzný vzťah. S ekonomickým rastom klesá nezamestnanosť, ale zároveň rastie inflácia. Phillipsove závery boli založené len na empirickej štúdii vývoja inflácie v časovom období 1861-1957. Jej výsledky však boli v 70 rokoch vyvrátené nástupom stagflácie, spôsobenej najmä ropnými šokmi, kedy rástla nezamestnanosť a zároveň s ňou aj inflácia. Tým sa vyvrátila trvalá platnosť pôvodnej PC .

Väčšina ekonómov už nepoužíva originálnu PC. Existujú však modifikácie Phillipsovej krivky, ktoré poskytujú celkom uspokojivé vysvetlenie vzťahu medzi infláciou a nezamestnanosťou. Tieto modifikácie sú založené na jednoduchom princípe. Ak miera

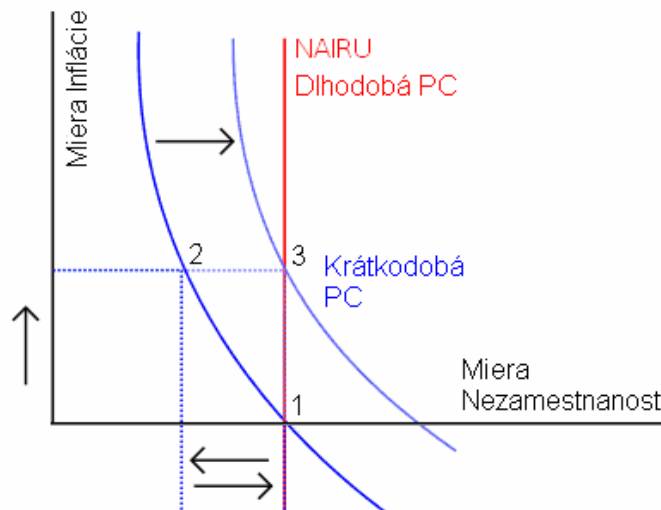
¹ Rozlišujeme *racionálne a adaptívne inflačné očakávania*. V prvom prípade sa agenti a domácnosti pozerajú dopredu, do budúcnosti a snažia sa urobiť čo najpresnejšiu predikciu rastu inflácie tak, aby maximalizovali svoj celoživotný blahobyť (ochránili ho pred stratami spojenými s vyššou infláciou než očakávali). Pri formovaní očakávaní využívajú všetky poznatky, ktoré majú k dispozícii.. V prípade, že sa agenti rozhodujú len na základe informácii o raste inflácie z minulosti, hovoríme o tzv. *adaptívnych očakávaniach*.

nezamestnanosti klesne pod svoju prirodzenú úroveň, zamestnávateľia sú nútení zdvihnúť mzdové náklady, čo sa následne premietne do cien.

Oproti pôvodnej PC nový model rozlišuje krátkodobú PC, ktorá vo svojej definícii (1.5) zahŕňa inflačné očakávania a dlhodobú PC, u ktorej sa predpokladá, že je vertikálna a zhodná s NAIRU. Krátkodobá rovnováha je daná vzťahom medzi infláciou a nezamestnanosťou:

$$u_t - u_t^n = \beta(\pi_t^e - \pi_t) + v \quad (1.5)$$

, kde u^n je prirodzená miera nezamestnanosti, π^e je očakávaná inflácia, β je kladná konštanta a v sú exogénne šoky na strane ponuky. Súčinnosť krátkodobej a dlhodobej Phillipsovej krivky znázorňuje schéma na Grafe 1.



Graf.1 Novodobá Phillipsova krivka
(zahnutie inflačných očakávaní a infláciu nezvyšujúcej miery nezamestnanosti)

Menová autorita síce stále môže expanzívnu menovou politikou zvýšiť agregovaný dopyt, zvýšiť rast inflácie a tým dosiahnuť krátkodobý pokles nezamestnanosti (posun z bodu 1 do bodu 2, Graf 1). V dlhodobom výhľade sa však len vytvorí nové inflačné očakávanie, ktoré posunie krátkodobú PC krivku smerom hore, až kým nedosiahne rovnovážnu hodnotu na NAIRU (bod 3, Graf 1). V konečnom dôsledku tak dosiahne len rast inflácie bez poklesu miery nezamestnanosti.

Ekonomika v tomto prípade prekročí svoj prirodzený HDP (level HDP prislúchajúci k NAIRU) a následne dochádza k rastu štrukturálnej inflácie (očakávaná inflácia spôsobená

monetárnou politikou vlády). Hlavný problém tejto teórie je, že podobne ako v teórii produkčnej medzery, je hodnota prirodzeného HDP a NAIRU len odhad, ktorý sa mení a teda ho nevieme exaktne určiť.

1.2.3. Trojuholníkový model

Trojuholníkový model navrhol a popísal Robert J. Gordon [3]+[4] z *keynesiánskej ekonomickej školy*. Je to komplexný pohľad na tri hlavné príčiny vzniku inflácie – dopyt, ponuku a zotrvačnosť inflačných očakávaní, pričom každá z nich implikuje iný mechanizmus vzniku inflácie.

Inflácia tlačená rastúcimi nákladmi -: je charakterizovaná ako inflácia, ktorá vzniká šokom na strane agregovanej ponuky. Keď sa zvýšia výrobné náklady, prejaví sa to zvýšením cien konečného výstupu.

Inflácia ťahaná dopytom – je inflácia, ktorá vzniká pri raste agregovaného dopytu. Ten je spôsobený napríklad rastom v súkromných a vládnych výdavkoch. Tento typ inflácie je tolerateľný ak je spojený s vyšším ekonomickým rastom. Ak je však hnaný len snahou štátu pokryť výdavky, je neželaný. Zvyšuje sa ponuka peňazí bez ohľadu na to, či ekonomika dosahuje potrebný ekonomický rast.

Štrukturálna inflácia – je spojená s racionálnymi očakávaniami, ktoré roztáčajú tzv. Cenovo – mzdovú špirálu. Pri očakávaní vyšších cien sa ľudia snažia o zvýšenie svojej mzdy. Producenti opäť zarátajú očakávanie vyšších nákladov do cien a tak vytvárajú špirálu.

Tento model predpokladá základné vlastnosti dlhodobej Phillipsovej krivky ohľadom nezamestnanosti a inflácie (Kap.1.2.2) a tiež zahŕňa vzťah medzi infláciou a produkčnou medzerou (Kap.1.2.1). Model [5] je popísaný nasledujúcim vzťahom:

$$\pi_t = a(L)\pi_{t-1} + b(L)d_t + c(L)s_t + \varepsilon_t \quad (1.6)$$

, kde π_t je inflácia tvorená:

- i) minulými hodnotami inflácie, ktoré sa stále podieľajú na tvorbe inflačných očakávaní π_{t-1} ,

- ii) faktorom prevísajúceho dopytu alebo inak - produkčnou medzerou označenou ako d ,
- iii) ponukovým faktorom, ktorý označujeme ako s , a zahŕňa zmeny v reálnych importných cenách tovarov a služieb,

a kde: $a(L)$, $b(L)$ a $c(L)$ sú polynómy lag-operátora L , kde $Lx_t = x_{t-1}$ a ε_t je biely šum.

1.2.4. Monetárna politika

Ďalší náhľad na problém inflácie ponúka *monetaristická ekonomická škola*. Na rozdiel od keynesiánskej školy predpokladajú, že Phillipsova krivka je v dlhodobom horizonte vertikálna a že neexistuje vzťah medzi infláciou a mierou nezamestnanosti. Hlavná príčina inflácie je nadmerný rast v ponuke peňazí. Predpokladajú tiež, že jediný spôsob ako dosiahnuť stabilnú infláciu je dohľadanie na ponuku peňazí na trhu. Popis tvorby cenovej hladiny určuje rovnica:

$$M*V=P*Q \quad (1.7)$$

, kde M predstavuje množstvo peňazí v obehu, V je frekvencia obehu peňazí pri finálnych výdavkoch (koľkokrát euro zmení majiteľa za danú časovú jednotku), P je celková cenová hladina a Q je index množstva finálnych výdavkov.

Rovnica vyjadruje hlavnú myšlienku, že na trhu platí, že v rovnováhe sa suma výdavkov v ekonomike rovná sume peňazí v ekonomike. Pri predpoklade konštantnej frekvencie obehu peňazí, cenová hladina rastie práve vtedy, ak centrálna banka zvyšuje množstvo peňazí v obehu rýchlejšie ako je rast HDP.

Každá menová autorita sa musí rozhodnúť, akú menovú politiku si zvolí za svoj cieľ. Môže sa buď riadiť pevne daným menovým pravidlom, alebo môže zvoliť metódu diskretných rozhodnutí, pri ktorej sa v každom okamihu riadi svojimi momentálnymi preferenciami. Z menových pravidiel je známe napríklad Taylorove pravidlo na určovanie cieľovej nominálnej úrokovej miery:

$$i_t = \pi_t + r_t^* + \alpha(\pi_t - \pi_t^*) + \beta(y_t - \bar{y}_t), \quad (1.8)$$

, kde π_t označuje infláciu, r_t^* je prirodzená reálna úroková miera, π_t^* je cieľová hodnota inflácie, y_t je logaritmus reálneho výstupu ekonomiky a \bar{y}_t je logaritmus potencionálneho výstupu. Parametre α a β sú kladné a Taylor ich navrhol vo svojej štúdií rovné 0.5 [6,7].

Výhoda riadenia sa monetárnym pravidlom je, že agenti začnú veriť menovej autorite. Predpokladajú, že sa bude snažiť dodržať stanovený inflačný cieľ a prispôbia tomu svoje očakávania. Nevýhoda spočíva v silnom pokušení vlády zneužiť túto dôveru a krátkodobo získať výhodu z neočakávanej inflácie (prípade krátkodobej Phillipsovej krivky). Tým však stratí dôveru agentov, ktorí aktualizujú svoje očakávania na základe konania autority. Tá má z porušenia pravidla výhodu len vtedy, ak agenti majú adaptívne očakávania, t.j. očakávania založené na predchádzajúcom vývoji inflácie.

1.2.5. Importovaná inflácia

Rozlišujeme dva hlavné mechanizmy transferu zahraničnej inflácie do domácich cien. Obidva fungujú na princípe zdraženia importovaných tovarov. V prvom prípade je hlavnou príčinou znehodnotenie domácej meny, zatiaľ čo v druhom prípade je to rast cenovej hladiny v zahraničnej ekonomike.

Bežný postup transformujúcich sa ekonomík, ktoré chcú zaistiť stabilnú infláciu na upokojenie investorov, je zafixovanie výmenného kurzu na vhodnú referenčnú menu, alebo kôš mien. Nevýhodou fixovania meny je strata schopnosti ovplyvňovať makroekonomickú stabilitu pomocou menovej politiky (ako neskôr uvedieme aj na príklade Slovenska).

1.3. Následky inflácie

Dôsledky inflácie sú z veľkej časti závislé od predpokladu, či je inflácia v ekonomike očakávaná alebo nie.

V prípade očakávanej inflácie hovoríme o tzv. plne indexovanej ekonomike. V tomto prípade má inflácia za priamy následok rast štátneho dôchodku (government revenue), úbytok v súkromnom majetku (reálne úspory domácností) a tzv. "menu" náklady. Tie sú spôsobené častou zmenou cien tovarov, čím sa vytvárajú dodatočné náklady na preceňovanie. Za nepriame následky očakávanej inflácie sa považuje zníženie reálnej úrokovej miery, rast v štátnych výdavkoch a tiež náklady "ošúchaných topánok". Tie chápeme ako negatívne dôsledky neustálej potreby chodenia do banky a ukladania si peňazí na účty s úrokmi a neskoršieho opätovného vyberania pre pokrytie nákladov na život. Inflácia môže, najmä vďaka progresívnemu zdaňovaniu rôznych zárobkových skupín, dopomáhať štátu vyberať vyššie sumy na daniach. Zároveň, rast inflácie zvyhodňuje dlžníkov, ktorí si požičali za pevný nominálny úrok. Reálny úrok sa totiž infláciou znižuje a ochudobňuje veriteľov [8].

Vysoká a nepredvídateľná inflácia môže byť nebezpečná pre vývoj ekonomiky. Neistota ohľadom budúcej inflácie odrádza agentov od investícií a úspor, skracujú sa nominálne kontrakty a obmedzujú sa dohody so splatnosťou v budúcnosti. Vysoká inflácia tiež prispieva k prerozdeleniu bohatstva od ľudí s fixnými nominálnymi rentami k ľuďom s flexibilnými. Pri fixovaní výmenného kurzu dochádza kvôli inflácií k znevýhodneniu exportérov danej krajiny. Tí sa stávajú menej konkurencieschopnými.

Inflácia môže mať aj pozitívne dôsledky. Dobrým príkladom je trh práce. Z psychologického hľadiska je veľmi zložité znižovať nominálne mzdy zamestnancom (napríklad pri znižovaní produkcie). Rast cien však znižuje reálnu mzdu, čím sa trh práce dostáva do rovnováhy. Podľa Tobina [9] jemný rast inflácie môže tiež stimulovať investície do reálnych statkov ako je napríklad ľudský kapitál, ktoré zvyšujú rast ekonomiky. V prípade neprimeranej snahy o udržanie nízkej inflácie dochádza k spomaleniu rastu produkcie a s tým súvisiaceho rastu nezamestnanosti. Tento jav je pre ekonomiku nechcený lebo môže viesť k dlhodobej ekonomickej recesii.

1.4. Vývoj menovej politiky a vývoj inflácie na Slovensku

1.4.1. Hlavné determinanty inflácie v transformujúcej sa ekonomike SR

Po vzniku samostatnej Slovenskej Republiky v roku 1993 sa muselo pristúpiť k celkovej transformácii ekonomiky. Keďže regulácia cien bola dlhodobo neudržateľná, došlo k nevyhnutnej liberalizácii, čo viedlo k najvyššej inflácii za celú existenciu samostatného štátu. Po otvorení ekonomiky sa objavili ďalšie tlaky na zvyšovanie cien. Cenová hladina SR bola stále pod úrovňou cenových hladín obchodných partnerov z vyspelých krajín. Zároveň dochádzalo postupne k prispôsobovaniu sa štruktúry relatívnych cien k štruktúre partnerov. Po otvorení ekonomiky došlo k prílevu zahraničných zdrojov, ktoré najmä spočiatku, keď neboli iniciované zvýšeným domácim dopytom po peniazoch ale skôr previsom ponuky, pôsobili inflačne [10].

Príkladom silného inflačného tlaku bola v polovici 90-tich rokov snaha štátu financovať svoj rozpočet pomocou čerpania prostriedkov z kapitálového trhu. Zvyšuje sa tým úroková miera, čo viedlo k rastu nákladov a následne cien. Na rast cien pôsobilo v neposlednom rade aj slabé konkurenčné prostredie, ktoré netlačilo na udržiavanie nízkych cien. K inflácií silne prispeli aj nutné daňové reformy.

1.4.2. Menová politika na Slovensku

Menová politika je spôsob, akým centrálna banka reaguje na šoky – nerovnováhy v ekonomike aby dosiahla svoje inflačné ciele. Základnou úlohou Národnej banky Slovenska (NBS) je udržať strednodobú cieľovú hodnotu inflácie. Dôležitú úlohu pritom zohráva aj schopnosť NBS formovať a ovplyvňovať očakávania trhu ohľadom inflácie. Existuje mnoho empirických štúdií, ktoré potvrdzujú, že na to aby NBS mohla mať efektívnu monetárnu politiku musí byť nezávislá od štátu.

Menová politika vie len krátkodobo ovplyvniť reálne veličiny ako rast HDP či vývoj nezamestnanosti (krátkodobá Phillipsova krivka). V dlhodobom horizonte, jediné na čo vplýva monetárna politika je rast inflácie. Ak by štát mal trvalú kontrolu nad menovou politikou NBS, tá by stratila dôveru agentov, čo by mohlo viesť až k možnému rastu

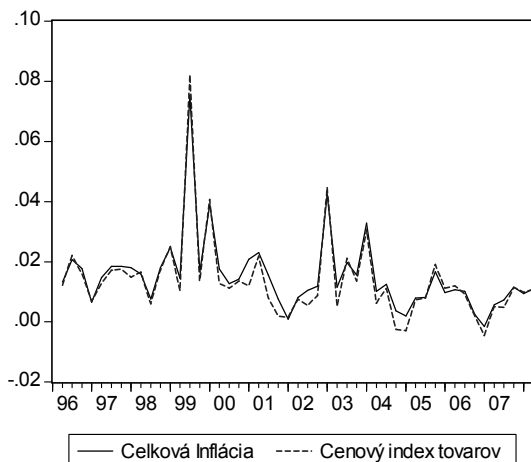
inflácie. Na Slovensku máme preto vysoký stupeň nezávislosti NBS od vlády. Pre porovnanie s ostatnými krajinami je možné použiť rôzne indexy merania nezávislosti. Jedným z nich je aj Cukiermanov Index [11], ktorý berie do úvahy 16 rôznych kritérií a skúma ako politickú tak aj ekonomickú nezávislosť NBS od štátu. Nezahŕňa však odolnosť nezávislosti NBS voči zmenám v zákonoch, ktorá je na Slovensku veľmi nízka. Hlavným nástrojom menovej politiky je úroková miera.

1.4.2.1. Menová politika a vývoj inflácie v rokoch 1993-2000

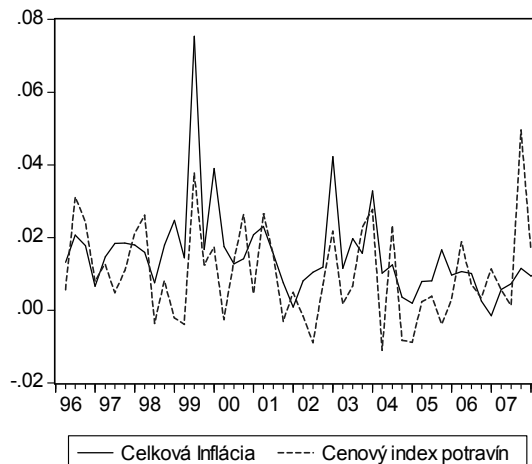
Po rozpade česko-slovenskej menovej únie musela NBS riešiť viaceré problémy: vysokú infláciu spôsobenú daňovými reformami, ekonomickú recesiu a deficitné rozpočtové hospodárenie, nízke devízové rezervy a takmer žiadnu kredibilitu menovej politiky [12].

V prvých rokoch si NBS za svoje ciele zvolila udržať vnútornú konvertibilitu (neobmedzený prístup k cudzej mene pre všetky tuzemské právnické osoby pre obchodné účely, s čiastočným obmedzeným prístupom aj pre verejnosť) a spomaliť rast inflácie. Na začiatku jej v tom dopomohlo fixovanie výmenného kurzu, stabilizácia inflačných očakávaní a vhodné trhové a administratívne opatrenia, spolu s desať percentnou devalváciou meny. V rokoch 1994-95 sa makroekonomická situácia na Slovensku zlepšovala. NBS sa v tomto období sústreďovala na odbúravanie administratívnych bariér a na liberalizáciu devízového systému a rast devízových rezerv. V tejto dobe uplatňovala NBS výraznú expanzívnu monetárnu politiku.

V rokoch 1996-1998 však došlo k rozporu medzi monetárnou a fiškálnou politikou. Reštriktívnu fiškálnu politiku vlády vystriedala expanzívna, sprevádzaná vysokým rozpočtovým deficitom. NBS začala s reštriktívnou menovou politikou. Došlo k výraznému nárastu úrokových mier, čo spôsobilo deformácie v ekonomike. O úvery žiadali stále rizikovejší investori. Jediným skutočne efektívnym nástrojom sa preto stal až prechod z fixného výmenného kurzu na plávajúci v roku 1998. Udržiavanie fixného kurzu totiž nevyvíjalo na vládu tlak aby znižovala deficit a brzdila expanzívnu fiškálnu politiku. Nakoniec sa ukázalo, že rovnovážna hodnota kurzu slovenskej koruny bola pravdepodobne už v roku 1998 nižšia ako fixný výmenný kurz.



Graf 2. Celková inflácia a rast cien tovarov



Graf 3. Celková inflácia a rast cien potravín

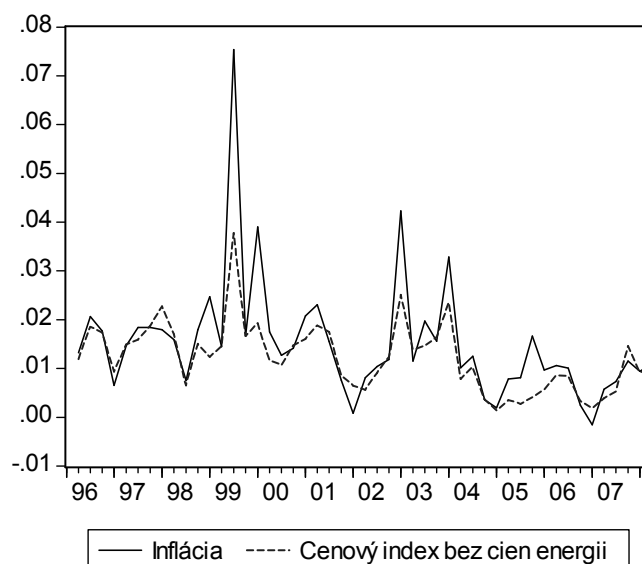
Po roku 1998 a prechode na plávajúci výmenný kurz sa NBS vybrala cestou cielenia inflácie. Na začiatku sa rozhodla cieľiť tzv. očistenú infláciu, pri ktorej sa do úvahy brala len zmena cenovej hladiny určitej časti položiek v spotrebnom koši. Nezahŕňala tovary a služby s regulovanými cenami, či potraviny, ktorých cena bola príliš volatilná. Zo spotrebného koša bola pritom vylúčená takmer polovica všetkých položiek. Oslabila sa teda relevantnosť informácie o inflačnom vývoji pre budovanie inflačných očakávaní bežného spotrebiteľa. Ďalším problémom bola aj netransparentnosť centrálnej banky pri publikovaní metodiky spôsobu výpočtu čistej inflácie, čo viedlo k pomýleniu agentov a následnej ďalšej deformácii inflačných očakávaní. V súčasnosti relevantný spotrebný kôš pre výpočet inflácie definuje štatistický úrad SR.

1.4.2.2. Menová politika a vývoj inflácie po roku 2000 až po súčasnosť

V roku 2000 došlo k významným zmenám menovej politiky NBS. Jej zámerom sa stalo cielenie jadrovej inflácie, ktorej spotrebný kôš na rozdiel od koša vyššie definovanej čistej inflácie zahŕňa aj potraviny. Novo definovaná jadrová inflácia bola tiež očistená od zmien v nepriamych daniach a od dotácií priamo ovplyvňujúcich rast spotrebiteľských cien. Čo sa týka celkovej cenovej hladiny, NBS ju necielila, len predikovala jej vývoj. Ďalšou významnou zmenou bol prechod k používaniu jednej indikatívnej úrokovej sadzby - *repo*,

za ktorú si bankové subjekty môžu požívať od centrálnej banky *neobmedzené* množstvo peňazí. Úroková sadzba sa stala hlavným operatívnym nástrojom menovej politiky [13].

Národnej banke sa však ani po roku 2000 nepodarilo presadiť svoj plán inflačného cielenia. Inflačné očakávania boli značne deformované, transmisné kanály málo efektívne (s výnimkou kanálu výmenného kurzu) a tak CB od cielenia upustila. Darilo sa jej však aj naďalej dobre robiť predikcie očakávanej inflácie. V roku 2001 pribudlo do menového programu CB aj započítavanie šokov s vplyvom na infláciu. Medzi externé šoky patrí napríklad vývoj ceny ropy a iných surovín a domáci šok je napríklad dopytový šok, spôsobený vyšším deficitom verejných financií, neúmerným mzdovým rastom a zvyšujúcou sa domácou spotrebou.



Graf 4. Rast celkovej inflácie a inflácie bez započítania rastu cien energií

Výmenný kurz slovenskej koruny ostal dlhodobo relatívne stabilný. CB intervenovala na devízovom trhu len v nutných prípadoch. Z viacerých štúdií vyplýva, že v malých otvorených tranzitívnych krajinách má najväčší vplyv na vývoj inflácie práve výmenný kurz (exogénne ešte rast zahraničných cien). CB sa prechodom na plávajúci kurz síce vzdala riadenia tohto transmisného kanála, ale môže ho naďalej ovplyvňovať pomocou úrokových sadzieb.

Po roku 2000 sa Slovensko postupne začlenilo do prípravnej fázy pre vstup do EÚ a EMÚ a podujalo sa plniť konvergenčné kritéria pre vstup. Jedným z nich bolo aj inflačné

kritérium, ktoré predpokladá, že priemerná inflácia za posledných 12 mesiacov meraná podľa HCPI (harmonizovaného indexu spotrebiteľských cien) nesmie presiahnuť priemer 3 krajín s najlepšimi výsledkami v oblasti cenovej stability o viac ako 1,5 percentuálneho bodu.

V tomto období tiež nastúpilo ďalšie obdobie deregulácií cien. V mnohých položkách spotrebného koša Slovenská republika stále zaostávala za európskym priemerom (školské, zdravotníctvo) a práve tie spôsobovali deformáciu relatívnych cien. Prudký rast inflácie v roku 2003 až na úroveň 8,5% bol následkom práve spomenutého procesu finálnych deregulácií cien a tiež zavedenia jednotnej dane z pridanej hodnoty na úrovni 19% [14].

V nasledujúcom roku 2004 na cenový vývoj negatívne vplýval najmä rast cien pohonných hmôt na svetových trhoch a zmeny v zdaňovaní. Naopak pozitívny vplyv malo posilňovanie meny a znižovanie cien potravín. Vývoj jadrovej inflácie sa stabilizoval, čo dávalo predpoklady pre pozitívny vývoj inflácie v budúcnosti.

V roku 2005 miera inflácie dosiahla 2,7%, teda svoje historické minimum. K rastu cien nedošlo ani po vstupe do Európskej únie. V ďalšom roku však inflácia dosiahla priemernú hodnotu 4,3%, čím došlo k prekročeniu inflačného cieľa CB. Hlavným dôvodom bol rast regulovaných cien a najmä rast cien komodít na svetových trhoch, zlá úroda a zvýšenie spotrebných daní na cigarety.

V roku 2007 dosiahla priemerná inflácia hodnotu 1,9%. Cieľ centrálnej banky bol opäť na konci roka prekročený. Dôvodom bol zle odhadnutý rast potravinárskych a energetických komodít na svetových trhoch.

2. Ekonometrická teória

Cieľom tejto diplomovej práce je skúmať vplyv domáceho a zahraničného transmisného kanála na úroveň cenovej hladiny. Na analýzu používame multi-nomiálny kointegračný model, ktorý nám umožňuje skúmať dlhodobé aj krátkodobé vzťahy medzi jednotlivými premennými. Použitie modelu kladie požiadavky na špecifické vlastnosti dát. Tomu sa budeme venovať v nasledujúcej kapitole.

2.1. Stochastické procesy

Nech (Ω, F, P) označuje ľubovoľný pravdepodobnostný priestor. Stochastický proces je potom súbor náhodných premenných $X = \{X_t; 0 \leq t < \infty\}$, takých, že pre každé t z indexovej množiny $T = \{1, 2, \dots\}$ je $\omega \rightarrow X_t(\omega); \omega \in \Omega$ náhodná premenná. Ak navyše T obsahuje len konečne alebo spočítateľne veľa hodnôt, hovoríme o stochastickom procese s diskretným časom, inak známom ako časový rad.

Pre stochastický proces sú definované nasledujúce popisné štatistiky:

funkcia strednej hodnoty - $E(X_t)$,

funkcia disperzie - $D(X_t) = E(X_t - E(X_t))^2$,

kovariančná funkcia - $Cov(X_t, Y_t) = E(X_t - E(X_t))(Y_t - E(Y_t))$.

2.1.1. Stacionárne procesy

Proces X_t sa nazýva *stacionárny*, ak všetky jeho momenty sú v čase konštantné. Jeho pravdepodobnostné rozdelenie v čase ostáva rovnaké – t.j. v čase invariantné. To je však vo väčšine prípadov príliš silný predpoklad. Preto sa v praxi často uspokojujeme so slabou stacionaritou.

Proces X_t sa nazýva *slabo stacionárny* ak pre $\forall t \in T$ platí:

$$- E(X_t) = \mu < \infty$$

$$- D(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2 < \infty$$

$$- \text{Cov}(X_t, Y_t) = \text{Cov}(X_{t+k}, Y_{t+k}) \text{ pre } \forall k$$

Najznámejším stacionárnym stochastickým procesom je biely šum. O bielom šume hovoríme, ak pre všetky $\forall t \in T$ stochastický proces spĺňa nasledujúce podmienky:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \begin{cases} \sigma^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}$$

Väčšina ekonomických dát vo forme časových radov však nespĺňa niektorú z podmienok stacionarity. Takéto náhodné premenné sa označujú ako *nestacionárne*. Možnými príčinami nestacionarity môžu byť napríklad technologické zmeny, vývoj ekonomiky, alebo napríklad aj zmena politického režimu. Vhodnými transformáciami (ako napríklad diferencovaním) však časové rady môžeme upraviť na stacionárne. V našej ďalšej analýze sa zameriavame len na jeden špecifický typ nestacionárnych procesov, a to na integrované procesy.

2.2. Integrované procesy

Zo súboru nestacionárnych procesov nás najviac zaujímajú integrované procesy nazývané aj procesy jednotkového koreňa. V nich je nestacionárnosť spôsobená neustálym kumulovaním sa predošlých šokov a zmien, ktoré majú vplyv na súčasné hodnoty, a tiež stochastickým trendom, ktorý obsahujú.

Vysvetlíme si to na jednoduchom regresnom modeli, kde náhodná premenná x_t obsahuje deterministický lineárny trend s koeficientom β , počiatočnú hodnotu x_0 a chybovú zložku e_t . Pre $\forall t \in T$ platí:

$$x_t = x_0 + \beta t + e_t \quad (2.1)$$

, kde e_t je autoregresný proces prvého stupňa AR(1) daný ako:

$$e_t = \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t = \lambda L e_t + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

, pričom ε_t je biely šum a L je lag operátor. Ďalšími úpravami dostávame nasledujúce tvary:

$$e_t = \frac{\varepsilon_t}{1 - L\lambda} = \varepsilon_t + \lambda \varepsilon_{t-1} + \lambda^2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (2.3)$$

Ak $|\lambda| < 1$ vidíme, že vplyv šokov sa v priebehu času vytráca a proces nazývame stacionárnym- $u_t \sim I(0)$. Ak však $|\lambda| = 1$, e_t je tvorené sumou všetkých predchádzajúcich hodnôt ε_t , ktorých vplyv časom pretrváva. Tento proces označujeme ako *integrovany*.

Proces x_t definujeme ako integrovaný rádu d - $x_t \sim I(d)$, ak pre d -tú diferenciu procesu x_t platí, že je stacionárna. Pre všetky diferencie x_t nižšieho rádu od d platí, že sú nestacionárne. V našom konkrétnom prípade, ak $|\lambda| = 1$, proces u_t je integrovaný rádu jedna: - $u_t \sim I(1)$.

2.2.1. Testovanie prítomnosti jednotkového koreňa

Testovacia metóda Jednoduchého Dickey-Fuller (DF) Testu resp. Augmented Dickey-Fuller Testu (ADF), ktorú sme použili na dátach, je založená na nasledujúcom princípe[15].

Majme AR(1) proces daný vzťahom:

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t^T \delta + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

, kde x_t sú exogénne regresory ako napríklad konštanta alebo trendová zložka a ε_t je podľa predpokladu biely šum. Odhadujeme koeficienty ρ a δ . Ak $|\rho| \geq 1$, y_t je nestacionárny rad a jeho disperzia rastie s časom. Ak naopak $|\rho| < 1$, rad y_t je stacionárny. Ak $|\rho| = 1$, ide o proces s jednotkovým koreňom. Odčítaním y_{t-1} od oboch strán dostávame tvar:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t^T \delta + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

, kde $\alpha = \rho - 1$. Testujeme teda nasledovnú nulovú hypotézu:

$$\begin{aligned} H_0 : \alpha &= 0 \\ H_1 : \alpha &< 0. \end{aligned} \quad (2.6)$$

Hypotézu vyhodnotíme pomocou t-štatistiky vypočítanej ako:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})} \quad (2.7)$$

, kde $\hat{\alpha}$ je odhad parametra alfa a $se(\hat{\alpha})$ je jeho štandardná odchýlka. Dickey a Fuller (1979) ukázali že pri nulovej hypotéze jednotkového koreňa táto štatistika nemá

tradičné t-rozdelenie. Z tohto dôvodu Dickey a Fuller (1970) a neskôr obširnejšie MacKinnon (1991,1996) nasimulovali kritické hodnoty pre rôzne typy testov a rôzne veľkosti testovaných vzoriek.

Doteraz sme sa zaoberali len AR(1) procesmi. U niektorých procesov sa však korelácia nachádza aj vo vyšších rádoch, čím sa narúša predpoklad o bielom šume ε_t . V ADF teste sa preto v rovnici (2.5) používa generalizovaný AR(p) proces v tvare:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t^T \delta + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Nulová hypotéza aj t-štatistika ostávajú rovnaké ako v prípade AR(1). Asymptotické rozdelenie t-štatistiky nezávisí od počtu skorších (lagových) prvých diferencií v regresii.

Pre korektnosť testu musíme správne odhadnúť počet lagov a tiež prítomnosť exogénnych regresorov. V prvom prípade treba zvoliť dostatočný počet lagov, aby bola odstránená seriálová korelácia v dátach. V druhom prípade treba rozhodnúť o prítomnosti konštanty a tiež možnej trendovej zložky v regresii. Môžeme skúsiť testovať regresiu s prítomnosťou oboch exogénnych regresorov. V prípade zahrnutia nepodstatného regresora tým však len znižujeme silu testu.

2.3. Kointegračná analýza

Predstavme si, že máme nestacionárne dáta, ktoré sú integrované rádu jedna. Na to aby sme pomocou nich mohli vytvoriť relevantný štatistický model, očakávame od dát stacionaritu. Jednou z možností ako sa teda zbaviť nestacionarity v dátach je dosadiť do modelu len ich prvé diferencie, čím však strácame informáciu o dlhodobých vzťahoch medzi premennými. Tomu sa vyhneme ak použijeme multi-nomiálnu kointegračnú analýzu [16,17]. Tá nám dovoľí skúmať nielen krátkodobé vzťahy, ale pomôže nám nájsť aj dlhodobú, rovnovážnu kointegračnú rovnicu medzi premennými, ktorá by sa dala označiť ako ekvilibrium. Z matematického hľadiska ide vlastne o lineárnu kombináciu premenných, ktorá je stacionárna.

Z hľadiska reálnej ekonomiky to znamená, že medzi premennými popisujúcimi stav ekonomiky (napr. HDP, nezamestnanosť,...) existuje stav rovnováhy, do ktorého sa v dlhodobom horizonte vždy vracajú. Účinok šoku v ekonomike spôsobí krátkodobú nerovnováhu, ale časom ekonomika opäť začne konvergovať k svojmu ekvilibriu.

2.3.1. Vector Autoregression Model (VAR) a Error Correction Model (ECM)

Majme autoregresný model rádu p - VAR(p) [17]:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

, kde y_t je vektor $k \times 1$ nestacionárnych $I(1)$ premenných, x_t je vektor $d \times 1$ deterministických premenných a ε_t je reziduálna premenná. Daný výraz môžeme prepísať do tvaru ECM:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

, kde

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (2.11)$$

Grangerova teória reprezentácie [17] hovorí, že ak matica koeficientov Π má redukovanú hodnotu $r < k$, potom existujú dve $k \times r$ matice α a β , pričom obe majú hodnotu r a platí $\Pi = \alpha\beta'$ a $\beta'y$ je $I(0)$. Potom počet kointegračných rovníc je rovný r a každý stĺpec matice β tvorí jednu kointegračnú rovnicu. Koeficienty α sú vlastne korekčné parametre v ECM modeli. Na odhadnutie matice Π z VAR modelu sa používa Johansenova metóda.

2.3.2. Johansenov kointegračný test

Pre korektné využitie testu je najprv potrebné overiť nestacionárnosť dát pomocou vyššie spomínaného testu jednotkového koreňa. Ďalej je nutné overiť prítomnosť konštanty a deterministického trendu v kointegračnej rovnici ako aj v základnom modeli, pričom Jonahsenova metodológia uvažuje 5 rôznych kombinácií, z ktorých si môžeme vybrať. Tie sú zhrnuté v Tabuľke 1. α_{\perp} v tomto prípade určuje deterministickú zložku mimo kointegračných vzťahov.

	Kointegračná rovnica	VAR	
1.	Bez konštanty	Bez deterministického trendu	$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha \beta' y_{t-1}$
2.	Konštanta	Bez deterministického trendu	$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0)$
3.	Konštanta	Lineárny trend	$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0$
4.	Lineárny trend	Lineárny trend	$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} \gamma_0$
5.	Lineárny trend	Kvadratický trend	$\Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} (\gamma_0 + \gamma_1 t)$

Tabuľka 1. Deterministické komponenty v kointegrovanom Var-modely

Testovanie stupňa kointegrácie:

Jedným z ďalších dôležitých krokov v kointegračnej analýze je odhad stupňa kointegrácie r , ktorý uplatníme ako reštrikciu na maticu Π . Používame pritom likelihood-ratio test medzi dvomi hypotézami:

H_k : hodnosť = k , y_t je stacionárny,

H_r : hodnosť = $r < k$, teda r značí počet kointegračných vzťahov.

Testovacia štatistika (trace statistic) vyzera nasledovne:

$$LR(H_r | H_k) = -T \ln \left[(1 - \lambda_{r+1}) \dots (1 - \lambda_p) \right] = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (2.12)$$

, kde λ_i je i -tá najväčšia vlastná hodnota matice Π . Postupujeme postupne $r = 0, 1, \dots, k-1$ a testujeme nulovú hypotézu o r kointegračných vzťahoch proti alternatívnej hypotéze o k kointegračných vzťahoch.

2.3.3. Vector Error Correction model (VEC)

VEC modely používame pri práci s nestacionárnymi časovými radmi o ktorých vieme, že sú kointegrované. VEC modeluje dlhodobé správanie endogénnych premenných, ktoré konvergujú k kointegračným vzťahom a zároveň dovoľuje korekcie chýb v krátkodobej dynamike.

Zoberme si jednoduchý prípad, kde uvažujeme systém s dvomi premennými, ktoré sú spojené jednou kointegračnou rovnicou - $y_{2,t} = \beta y_{1,t}$.

Prislúchajúci VEC model je tvaru:

$$\Delta y_{1,t} = \alpha_1(y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t} \quad (2.13)$$

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

Dospeli sme k výslednému modelu, ktorý má dva rozmery. Za prvé obsahuje kointegračnú rovnicu, v našom prípade danú $y_{2,t} - \beta y_{1,t} = 0$, ktorá modeluje dlhodobé správanie medzi premennými. Za druhé obsahuje korekčné parametre v podobe VAR modelu spolu s korekčným členom α pre kointegračnú rovnicu, ktoré modelujú krátkodobé vzťahy.

2.3.4. Testovanie reštrikcií na parametre normalizovaného kointegračného vektora

Ako bolo už vyššie spomínané, Johansenov test nám definuje dve matice α, β , pre ktoré platí, že $\pi = \alpha\beta'$. Matice α, β sú typu $n \times r$ kde r je hodnota matice π . Ak už máme matice α, β odhadnuté, môžeme na nich testovať rôzne štrukturálne hypotézy. Napríklad môžeme testovať prítomnosť parametra v modeli - $\beta_i = 0$, alebo vzájomné vzťahy medzi premennými - $\beta_i + \beta_j = 0$. V podstate teda odhadujeme model s reštrikciami. Na testovanie adekvátnosti reštrikcií používame testovaciu štatistiku:

$$T \sum_{i=1}^r [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(\lambda_i)] \quad (2.14)$$

, kde $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ sú usporiadané vlastné hodnoty matice π v pôvodnom modeli a $\lambda_1^*, \lambda_2^*, \dots, \lambda_n^*$ sú vlastné hodnoty v modeli s reštrikciami. Testovacia štatistika má asymptoticky χ^2 rozdelenie so stupňami voľnosti rovnými počtu reštrikcií.

Počet kointegračných rovníc v modeli s reštrikciami ma tendenciu klesať. Ak však hodnosť matice ostáva rovnaká, reštrikcie sú pravdepodobne oprávnené a testovacia štatistika je malá. V takom prípade zamietame nulovú hypotézu spolu so starým modelom a prijímame model s reštrikciami

3. Empirická analýza

Základným cieľom empirickej analýzy je určiť vplyv zahraničného a domáceho transmisného kanála na rast domácich cien. Príčiny vzniku inflácie hľadáme v nerovnováhe na troch rôznych trhoch, menovite na trhu práce, na trhu peňazí a na trhu importovaných tovarov. V prvom prípade skúmame mzdovú medzeru, definovanú ako rozdiel medzi reálnou mzdou a jej dlhodobou rovnovážnou hodnotou, ktorá spôsobuje nákladmi tlačенú infláciu, v druhom prípade nás zaujíma prebytok peňazí na trhu a v poslednom trhu skúmame tzv. dovezenú infláciu, ktorá vzniká zdražovaním importovaných tovarov. V prípade malej otvorenej ekonomiky akou je Slovensku tvoria práve tieto nerovnováhy na spomínaných trhoch hlavné determinanty inflácie

V prvom kroku si pomocou kointegračnej analýzy určíme dlhodobú rovnováhu medzi premennými na jednotlivých trhoch. Informácia daná nestacionárnosťou dát, ktorú si pomocou kointegračnej analýzy zachováme, nám definuje odchýlku od tejto rovnováhy. Práve pomocou týchto odchýliek sa budeme snažiť určiť vplyv jednotlivých trhov na celkový vývoj cenovej hladiny. Túto metodológiu sme zvolili z dôvodu, že sa snažíme vytvoriť model inflácie, ktorý je založený na nerovnováhe v dlhodobých vzťahoch a preto je relevantný aj pre prognózovanie v strednodobom horizonte.

3.1. Popis dát

Pri empirickom modelovaní jednotlivých trhov používame nasledujúce premenné sledované na štvrťročnej báze v období Q1/1997- Q2/2008:

HCPI_SK – Harmonizovaný Index Spotrebiteľských Cien

v stálych cenách roku 2000, sezónne očistené, zdroj Eurostat, logaritmus

(HCPI_SK_food – index cien potravín).

(HCPI_SK_goods – index cien tovarov)

Yn – HDP nominálne

bežné ceny, sezónne očistené, zdroj Slovstat, logaritmus.

Yreal – HDP reálne

stále ceny – báza roku 2000, sezónne očistené, zdroj Slovstat, logaritmus.

- Co** – Index Produktivity
sezónne očistené, zdroj NBS, logaritmus (napočítane ako reálne HDP na pracujúceho obyvateľa).
- p** – Deflátor HDP
index meraný ako pomer HDP meraného v bežných cenách ku HDP v stálych cenách roku 2000, sezónne očistený, zdroj Slovstat.
- K** – Nominálna mzda (Kompenzácie na zamestnanca)
sezónne očistené, zdroj NBS, kompenzácie zahŕňajú okrem hrubej mzdy (70 percent) aj povinné odvody na zamestnanca a všetky vyplatené odmeny.
- W** - Reálna mzda
napočítaná ako pomer nominálnej hodnoty kompenzácií na zamestnanca a deflátoru HDP, logaritmus.
- U** – Miera nezamestnanosti
sezónne očistená, zdroj Slovstat, logaritmus.
- exrat** – výmenný kurz SKK/eur
sezónne očistené, zdroj Eurostat, logaritmus
- Euribor** – Euro Interbank Offered Rate
je referenčná depozitná úroková sadzba, za ktorú si banky navzájom požičiavajú v eurozóne, sezónne očistené, zdroj www.euribor.org, vydelený deflátorom HDP
- Bribor** – Bratislava Inter Bank Offered Rate
je referenčná úroková sadzba od jednodňových po ročné depozity. Za túto sadzbu si slovenské banky navzájom požičiavajú, zdroj Eurostat
- Ostatné úrokové miery:
- I_NBS – základná diskontná úroková sadzba NSB – zdroj NBS
 - I_bond – Úroková miera pre dlhopisy so splatnosťou 10 rokov, zdroj Eurostat
(dáta len od roku 2000)
 - I_m03 – 3 mesačný bribor
 - I_m12 – 12 mesačný bribor (dáta len od roku 2000)
- sezónne očistené, vydelené deflátorom HDP
- HCPI_E12** – Harmonizovaný index spotrebiteľských cien v EU12

stále ceny roku 2000, sezónne očistené, zdroj Eurostat, logaritmus (index obsahuje tovary - goods)

M2 – Monetárny agregát

Nominálna hodnota, sezónne očistené, zdroj NBS.

M – reálna hodnota peňazí M2

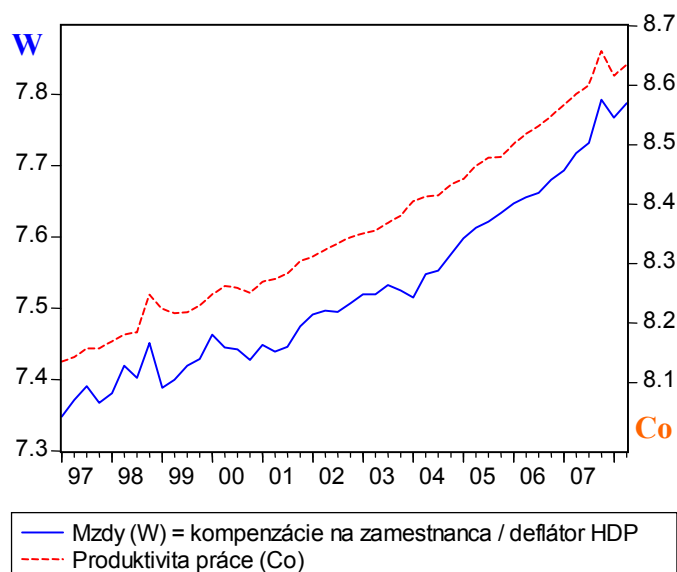
Napočítané ako podiel M2 a deflátor HDP, logaritmus.

3.2. Trh práce

Jedným z hlavných determinantov inflácie v tranzitívnych ekonomikách je nerovnováha na trhu práce. V našom modeli je v dlhodobom horizonte mzdová inflácia modelovaná vzťahom medzi rastom reálnych miezd (respektíve v našom prípade celkových kompenzácií na zamestnanca vydelenými deflátorom HDP) a rastom produktivity práce. Tieto premenné nám tiež charakterizujú rast reálnych jednotkových nákladov práce (*RULC*) [18], ktoré ako sa ukazuje sú dobrým indikátorom inflačných tlakov. *RULC* sú definované ako:

$$RULC = \frac{(kompenzácie / zamestnanec)_{bc} / \text{deflator HDP}}{HDP_{sc} / zamestnanec} = \frac{K_{bc} / p}{HDP_{sc} / zamest.} = W - Co.$$

Ak je rast produktivity práce rýchlejší ako rast reálnych miezd, znižujú sa jednotkové náklady práce, čo indikuje pozitívny vývoj trhu práce. Naopak ak mzdy rastú rýchlejšie vzniká nákladmi tlačaná inflácia a zároveň dochádza k neželaným dopytovým tlakom. Na grafe 5. sú znázornené oba spomínané ukazovatele pre SR.



Graf 5. Premenné na trhu práce (v logaritmoch)

V mnohých štúdiách je mzdová inflácia popísaná pomocou širšieho súboru premenných, akými sú napríklad nezamestnanosť alebo rast spotrebiteľských, či producentských cien. V našej práci sa však snažíme zamerať len na hlavné determinanty.

Ako prvé si musíme overiť či dáta sú integrované rádu jedna – $w, co \sim IN(1)$. V oboch prípadoch pri teste jednotkového koreňa nezamietame nulovú hypotézu – viz. Tab.2.

	t-štatistika	CV 1%	CV 5%	CV 10%	trend	konšt.
Co	5.4223	-2.6186	-1.9485	-1.6121	nie	nie
W	4.0916	-2.6186	-1.9485	-1.6121	nie	nie

Tab.2. Test jednotkového koreňa pre produktivitu práce(Co) a mzdy(W)

Metódou najmenších štvorcov si overíme, či dáta vykazujú očakávané ekonomické vlastnosti, čiže kladný, vysoký a signifikantný koeficient pri produktivite práce (Tab.3).

Závislá premenná: W

Premenná	Koeficient	Št.odchylka	t-Štatistika	R-squared
CO	0.8178	0.0172	47.3192	0.9807
C	0.6909	0.1444	4.7822	

Tab.3. MNŠ odhad premennej W

Pokračujeme hľadáním kointegračného vektora ktorý popisuje dlhodobú rovnováhu medzi dvomi zvolenými premennými. Zvolili sme si model VAR s 7 oneskoreniami (lagmy) a s konštantou. Vhodnosť tejto špecifikácie sme potvrdili testom na reziduálnu normalitu dát, LM-testom na reziduálnu autokoreláciu a Whitovým testom na prítomnosť heteroskedasticity. Výsledky testov možno nájsť v Prílohe A .

Pomocou Johansenovho kointegračného testu sme určili počet kointegračných rovníc v modeli (Tab.4.). Test indikuje jeden kointegračný vzťah.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5% CV	Prob.
None	0.4431	24.5208	15.4947	0.0017
At most 1	0.0581	2.2766	3.8414	0.1313

Tab.4. Johansenov Kointegračný test

Ako bolo už spomenuté predpokladáme, že v dlhodobej rovnováhe by produktivita aj mzdy mali rásť rovnakým tempom. Skúsime preto na výsledný kointegračný vektor uplatniť reštrikciu v tvare : $\beta(1,1) = 1; \beta(1,2) = -1$. Prípustnosť hypotézy overíme pomocou testu reštrikcie (Tab.5).

Tests of cointegration restrictions:

NO.CE(s)	Restrict.Log-likelihood	LR Statistic	Dg. of Free.	Prob.
1	250.0903	1.4220	1	0.2330

Tab.5. Test reštrikcie

Výsledná rovnica dlhodobej rovnováhy spolu s pôvodným kointegračným vektorom sú dané v Tab.6. Kointegračné koeficienty sú dané maticou β a korekčné koeficienty spolu so štandardnými odchýlkami v zátvorkách sú v matici α .

Model bez reštrikcii

Coint Eq.	β
W (-1)	1
CO(-1)	-1.3527 (-0.1457)
C	3.7989

Error Correction:	D(W)	D(CO)
α	-0.2213 (-0.0599)	-0.1894 (-0.0508)

Model s reštrikciami

Coint Eq.	β
W (-1)	1
CO(-1)	-1
C	0.8407

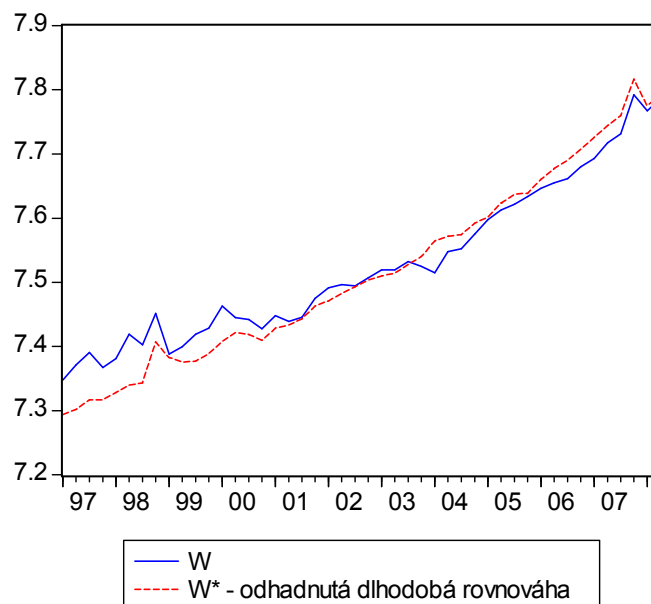
Error Correction:	D(W)	D(CO)
α	-0.5021 (-0.1347)	-0.4017 (-0.1187)

Tab.6. Kointegračné a korekčné koeficienty – pôvodný model a s reštrikciou

Finálna podoba dlhodobej rovnováhy medzi reálnou mzdou a produktivitou práce je znázornená na Grafe 3. a je daná vzťahom: $W^* = Co - 0.8406$. Transformáciou premenných na pôvodný tvar dostávame rovnicu vychádzajúcu zo Solowovho modelu:

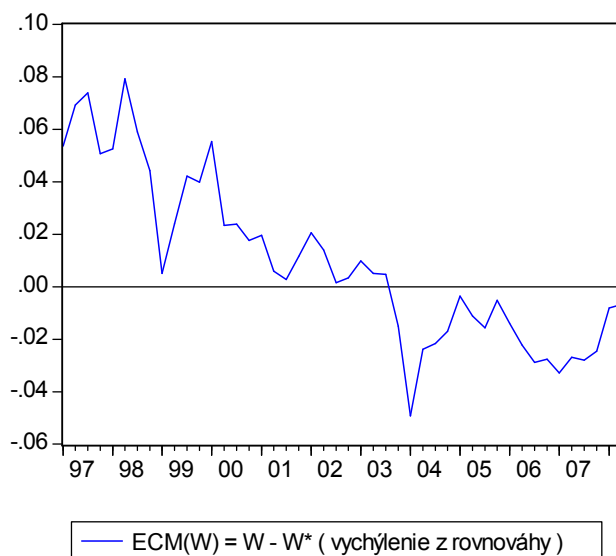
$$\frac{K_{bc}}{p} = (1 - 0,5685) \frac{HDP_{sc}}{zamest.}$$

, kde koeficient $\alpha = 0,5685$ nám hovorí, že podiel reálnej ceny práce ku vytvorenému celkovému reálnemu produktu v ekonomike je konštantný. V priemere na reálnu mzdu ide 43.15% z celkového produktu vytvoreného zamestnancom.



Graf 6. Dlhodobá rovnováha na trhu práce

Teraz preskúmame vychýlenia od rovnováhy na trhu práce a ich hlavné determinanty. Ako nám Graf 7. naznačuje, rast reálnej mzdy na Slovensku bol najmä v počiatočnom období transformácie vyšší ako bol rast produktivity práce. Prílev priamych zahraničných investícií a s tým spojený príchod nových technológií však v druhej polovici sledovaného obdobia akceleroval rast produktivity práce. K väčšiemu odklonu od dlhodobej rovnováhy došlo v rokoch 1998 – 1999. V tomto období došlo k uvoľneniu fixného výmenného kurzu, ktorý bol nasledovaný hlbokým prepadom meny, čo viedlo k poklesu reálnych miezd. K ďalšiemu, no nie až tak výraznému prepadu viedla v rokoch 2003-2004 etapa veľkých deregulácií cien spojená s vysokým rastom inflácie. Zároveň však v období 2004-2005 došlo k zníženiu daňového zaťaženia na jednotlivca čo opätovne posilnilo rast reálnych miezd.



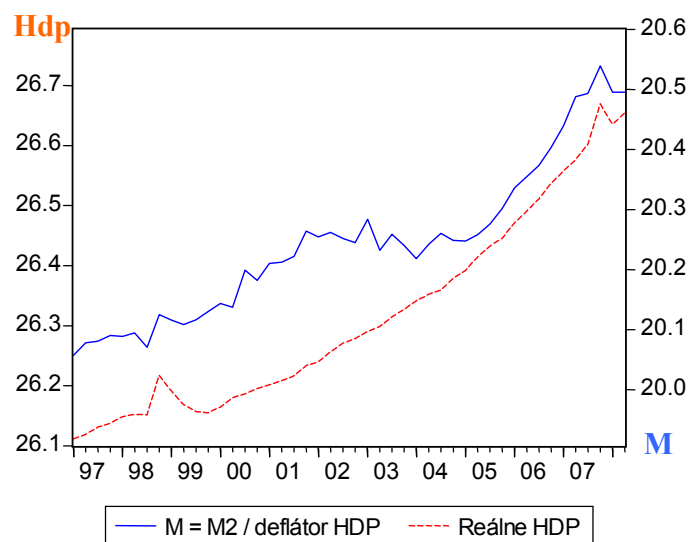
Graf 7. Rozdiel medzi reálnou mzdou a odhadnutou dlhodobou rovnováhou

3.3. Peňažný trh

V prípade ekonomiky Slovenska predpokladáme, že peňažný trh najlepšie popisuje štandardná funkcia dopytu po peniazoch daná ako:

$$M2/P = f(Y_{real}, i)$$

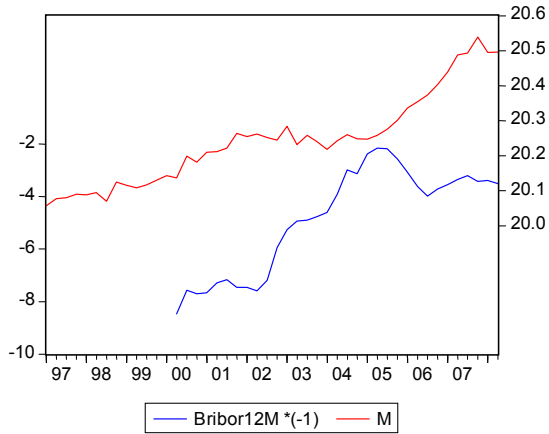
Základne makroekonomické pravidlo pre monetárnu politiku hovorí, že ak ponuka peňazí rastie rýchlejšie ako je reálny rast produkcie, dochádza k inflačným tlakom. Vo vyspelých ekonomikách centrálna banka vykonáva dohľad nad rastom peňažnej zásoby najmä prostredníctvom určovania úrokovej sadzby. S rastom úrokovej sadzby rastú náklady na držbu peňazí, čo má za následok pokles množstva peňazí v obehu. Očakávame teda kladnú závislosť rastu M2 od rastu HDP (Graf 8.) a zápornú závislosť od rastu úrokovej miery (Graf 9.-13.).



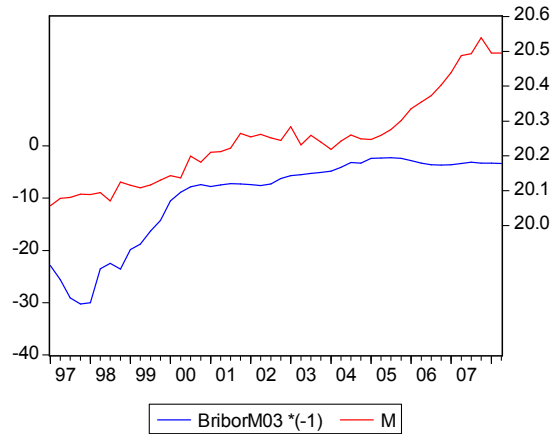
Graf 8. Premenné na peňažnom trhu (v logaritmoch)

Na Grafe 8. môžeme vidieť, že trend rastu peňažnej bázy a reálneho Hdp je takmer synchronný. Vzťah medzi úrokovou mierou a peňažnou zásobou síce ešte na začiatku pozorovaného obdobia vykazuje zápornú závislosť, potom už ale ich vzťah nie je jasne interpretovateľný. Pre porovnanie uvádzame grafický vzťah medzi reálnou **peňažnou zásobou M** a nasledujúcimi hodnotami úrokových mier:

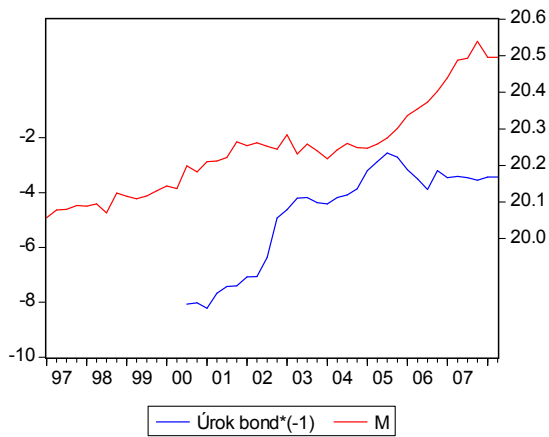
12-mesačný Bribor (Graf 9.), 3-mesačný Bribor (Graf 10.), úrok na dlhopis so splatnosťou 10 rokov (Graf 11.),.depozitná úroková sadzba NBS (Graf 12.).



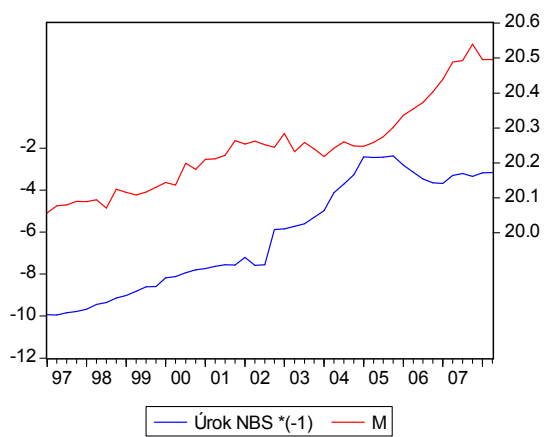
Graf 9. 12-mesačný Bribor



Graf 10. 3-mesačný Bribor



Graf 11. dlhopisová úroková miera



Graf 12. depozitný úrok NBS

Odhadom OLS (Tab.7) sme prišli k záveru, že pri modelovaní dlhodobej rovnováhy bude najlepšie použiť 3-mesačný Bribor. Pre ostatné úrokové miery vychádza v odhade kladná závislosť od peňažnej bázy.

Závislá premenná - M

Typ úrokovej miery		YD	C	i	R-2	D-W
I_NBS	Coefficient	0.8847	-3.0963	0.0092	0.9179	0.3107
	Std. Error	0.0779	2.0769	0.0048		
I_M03	Coefficient	0.6604	2.8881	-0.0024	0.9239	0.3419
	Std. Error	0.0468	1.2402	0.0008		
I_BOND	Coefficient	0.9076	-3.7673	0.0263	0.9444	0.7192
	Std. Error	0.0499	1.3332	0.0040		
I_M12	Coefficient	0.9138	-3.9237	0.0242	0.9497	1.2129
	Std. Error	0.0242	1.2499	0.0035		

Tab.7.Odhad MNŠ

V Tab.8 sú prezentované výsledky testu, ktorý overí či nami zvolené premenné sú integrované procesy radu 1 : $Y_{real}, M, i_{m03} \sim IN(1)$

	t-štatistika	CV 1%	CV 5%	CV 10%	trend	konšt.
Y real	2.6300	-3.5924	-2.9314	-2.6039	nie	ano
M	-2.4420	-4.1923	-3.5207	-3.1912	ano	ano
i_m03	-1.4649	-4.1809	-3.5155	-3.1882	ano	ano

Tab.8.Test jednotkového koreňa

Pri všetkých troch premenných sa potvrdila hypotéza jednotkového koreňa. Model Var sme odhadli so 5 oneskoreniami = lagmi. Korektnosť tejto voľby modelu sme opäť otestovali ako v prípade predošlého trhu (3.2), pričom výsledok týchto testov je uvedený v Prílohe B. Pomocou Johansenovho testu sme určili existenciu troch kointegračných rovníc.

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5% CV	Prob.
None	0.5179	66.0894	35.1927	0.0000
At most 1	0.4945	36.8978	20.2618	0.0001
At most 2	0.2134	9.6062	9.1645	0.0421

Tab.9. Johansenov kointegračný test

Na prvý kointegračný vektor sme uplatnili reštrikciu v tvare - $B(1,1) = I; B(1,2) = -I$. Tretí parameter pri úrokovej miere nechávame voľný. Testujeme teda hypotézu že reálna peňažná báza rastie úmerným tempom k rastu produkcie.

No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Dg of Freedom	Prob.
1	387.8632	0.0174	1	0.8947

Tab.10. Test reštrikcie

Kointegračné koeficienty sú dané maticou β a korekčné koeficienty spolu so štandardnými odchýlkami v zátvorkách sú v matici α v Tab.11.

Model bez reštrikcii

Coint Eq.	β_l			
M(-1)	1			
I_m03(-1)	0.2511 0.6982			
Yreal	-1.2341 0.3919			
C	11.8105			
Err. Correct.:	D(M)	D(I_m03)	D(Yreal)	
α	-0.1440 0.0513	-0.0045 0.0144	-0.1331 0.0302	

Model s reštrikciami

Coint Eq.	β			
M(-1)	1			
I_m03(-1)	0.0019 0.3071			
Yreal	-1			
C	6.0572			
Err. Correct.:	D(M)	D(I_m03)	D(Yreal)	
α	-0.2997 0.0965	0,0017 0.0288	-0.1476 0.0611	

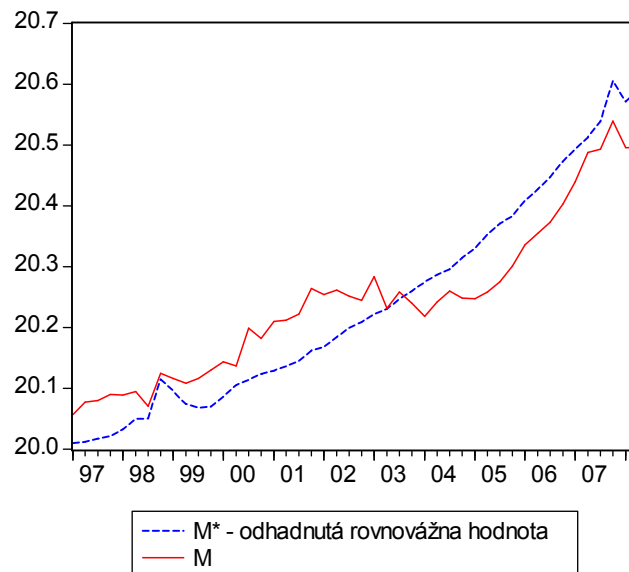
Tab.11. Kointegračné a korekčné koeficienty – pôvodný model a model s reštrikciou

Výsledná kointegračná rovnica modelujúca dlhodobú rovnováhu na peňažnom trhu je daná rovnicou: $M^* = Y_{real} - 6.0572 - 0.1937 * i_m03$. Z rovnice vyplýva, že úroková miera má minimálny podiel na raste peňažnej bázy v dlhodobom horizonte, za predpokladu že tá rastie rovnakým tempom ako je rast HDP. Spätnou transformáciou (odlogaritmovaním) premenných dostávame vzťah:

$$\frac{M2}{\text{deflator HDP}} = HDP_{sc} * \exp(-6.0725) * \exp(-0.0019 * i_m03)$$

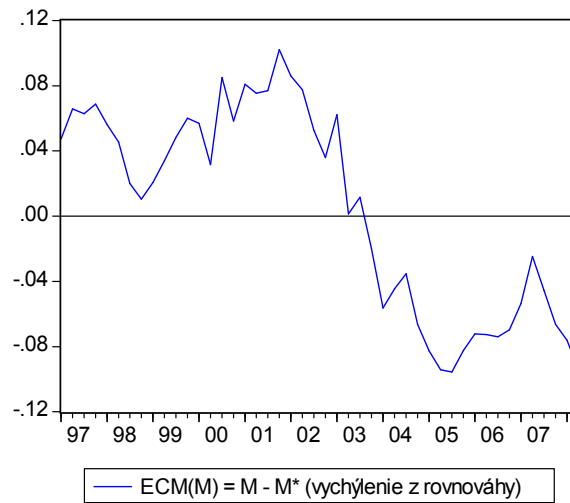
,kde parameter $\lambda = \exp(-6.0725) = 1/427.111$ udáva inverznú hodnotu rýchlosti obehu peňazí a výraz $\exp(-0.001937 * i_m03)$ nám predstavuje percento reálnej produkcie, ktorá nám ostane po odčítaní nákladov na držbu peňazí.

Na grafe 13. môžeme ešte na začiatku sledovaného obdobia vidieť vplyv expanzívnej fiškálnej politiky vtedajšej vlády, ktorá vďaka fixnému výmennému kurzu nebola nútená obmedzovať svoje výdavky. Expanzívnu fiškálnu vystriedala reštriktívna menová politika NBS. Vysoké úrokové miery, ktoré sťahovali likviditu z trhu a tiež uvoľnenie výmenného kurzu v treťom štvrtroku 1998 spôsobili prepád objemu reálnych peňazí v ekonomike.



Graf.13. Dlhodobá rovnováha na peňažnom trhu

S príchodom novej vlády nasledovalo obdobie daňových reforiem a z toho prameniaceho prílevu zahraničných investícií. Zároveň došlo k poklesu reálnych úrokových mier. Toto obdobie rastu sa postupne stabilizovalo a bolo postupne vystriedané spomalením rastu objemu peňazí. V tejto dobe sme sa vstupom do Európskej únie zaviazali plniť konvergenčné kritéria pre prijatie eura. Jedným z troch hlavných kritérií bola aj stabilita rastu inflácie. Tá mohla byť zabezpečená len za podmienky neustálej kontroly rastu peňažnej bázy.



Graf 14. odchýlka reálneho objemu peňazí od svojej dlhodobej rovnováhy

3.4. Inflácia importovaná zo zahraničia

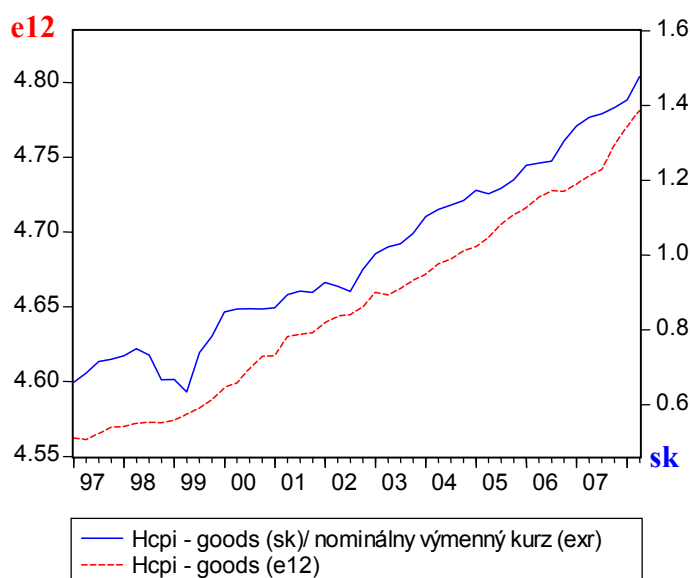
Ako sme už spomínali v kapitole 1, rozoznávame dva hlavné kanály ktorými sa importovaná inflácia implementuje do domácich cien. Prvým je oslabovanie výmenného kurzu domácej meny a druhým je rast zahraničnej cenovej hladiny a s tým súvisiace zdražovanie importovaných tovarov. Nás zaujíma najmä vzájomná dlhodobá interakcia týchto dvoch kanálov spolu s otázkou, či sa zmena v zahraničných cenách premieta do výmenného kurzu, alebo do domácich cien.

V prvom rade si zadefinujeme pojem *relatívnej parity kúpnej sily* (PPP). Tá je definovaná vzťahom:

$$\frac{Exrat_t}{Exrat_{t-1}} = \frac{P_t / P_{t-1}}{P_t^* / P_{t-1}^*}$$

, kde $Exrat_t$ je nominálny výmenný kurz domácej meny voči zahraničnej v čase t , P_t je domáca a P_t^* je zahraničná cenová hladina v čase t . Naším cieľom je overiť platnosť parity kúpnej sily - teda predpokladu, že v dlhodobom horizonte by sa mali ceny rovnakého koša obchodovateľných tovarov medzi dvomi krajinami (po zohľadnení nominálneho kurzu) vyrovnávať.

Na grafe 15 sa nám na prvý pohľad potvrdil predpoklad relatívnej PPP na trhu obchodovateľných tovarov. Do našej rovnice teda vstupujú tri premenné – nominálny výmenný kurz slovenskej koruny voči euru – *Exrat*, zahraničný cenový index tovarov pre EÚ 12 – *HCPI_E12_goods* a domáci cenový index tovarov – *HCPI_SK_goods*.



Graf 15. Premenné modelujúce dovezenú infláciu (v logaritmoch)

Podmienka integrovaných procesov prvého rádu bola u našich dát splnená (Tab.12).

	t-štatistika	CV 1%	CV 5%	CV 10%	trend	konšt.
Exrat	-0.6845	-4.1756	-3.5130	-3.1868	ano	ano
Hcpi_sk_goods	-2.4905	-3.5847	-2.9281	-2.6022	nie	ano
Hcpi_e12_goods	2.9099	-3.5847	-2.9281	-2.6022	nie	ano

Tab.12. Test jednotkového koreňa pre výmenný kurz a domáci a zahraničný cenový index

Metódou najmenších štvorcov overíme, či dáta skutočne vykazujú kladnú závislosť zahraničnej cenovej hladiny a výmenného kurzu od závislej premennej – domácej cenovej hladiny (Tab.13.).

Závislá premenná: Hcpi_sk_goods

Premenná	Koeficient	Št.odchylka	t-Štatistika	R-squared
Hcpi_e12_goods	3.4702	0.0877	39.5273	0.9783
exrat	0.7205	0.0634	11.3588	
C	-14.1150	0.5889	-23.9663	

Tab.13. MNŠ odhad premennej Hcpi_sk_goods

Rovnica dlhodobej rovnováhy bola určená pre VAR model so 4 oneskoreniami (viď. Príloha C). Kointegračná analýza indikuje dva kointegračné vektory (Tab.14).

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5% CV	Prob.
None	0.4594	51.592	42.9152	0.0055
At most 1	0.3972	26.372	25.8721	0.0433
At most 2	0.1279	5.6138	12.5179	0.5108

Tab.14. Johansenov Kointegračný test

Dlhodobú rovnováhu chceme modelovať jednou rovnicou a preto reštrikciu uplatňujeme už len na jeden kointegračný vektor v modeli. Testujeme hypotézu o platnosti relatívnej PPP na trhu tovarov - resp. reálnom výmennom kurze, čiže reštrikcia má tvar:: $B(1,1) = 1; B(1,2) = -1; B(1,3) = -1$. Hypotéza sa potvrdila testom reštrikcie (Tab.15.).

No. of CE(s)	Restrict. Log-likelihood	LR Statistic	Dg. of Free.	Prob.
1	428.8404	4.9002	2	0.0862

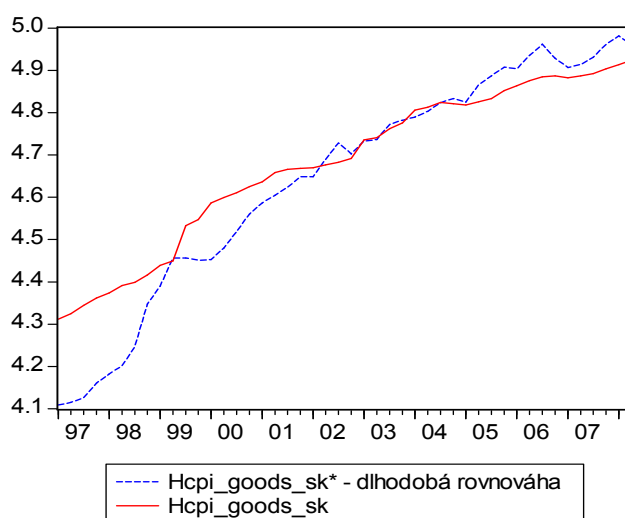
Tab.15. Test reštrikcie

Kointegračné koeficienty sú dané maticou β a korekčné koeficienty spolu so štandardnými odchýlkami v zátvorkách sú v matici α v Tab.16.

Model bez reštrikcii				Model s reštrikciami			
Coint Eq.	β_1	β_2		Coint Eq.	β		
Hcpi_sk(-1)	1	0		Hcpi_sk(-1)	1		
Hcpi_e12(-1)	0	1		Hcpi_e12(-1)	-1		
extrat (-1)	-0,6434	0,0658		extrat(-1)	-1		
	-0,0866	-0,0118					
trend	-0,0175	-0,0041		trend	-0,01859		
	-0,0007	-0,0001			-0,00183		
const	-1,8944	-4,7973		const	4,105571		
Err. Correct.:	D(Hcpi_sk)	D(Hcpi_e12)	D(extrat)	Err. Correct.:	D(Hcpi_sk)	D(Hcpi_e12)	D(extrat)
α_1	-0,3047	-0,0959	0,4179	α	-0,04112	-0,0097	0,2626
	-0,1140	-0,0295	-0,1980		-0,04052	-0,0118	-0,0679
α_2	-1,5585	-0,7250	-3,0630				
	-0,7657	-0,1980	-1,3300				

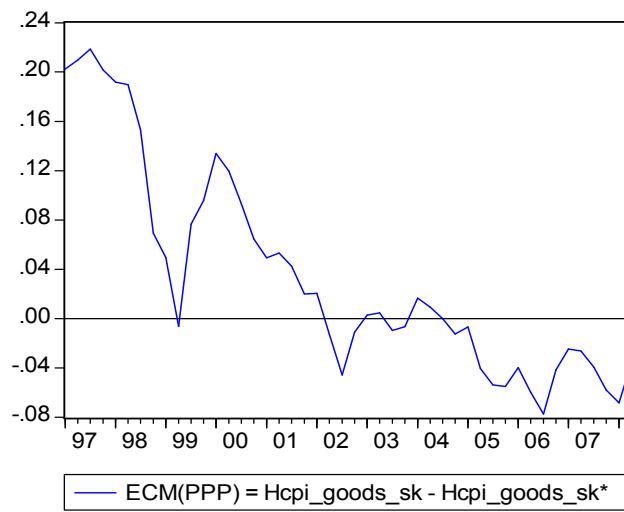
Tab.16. Kointegračné a korekčné koeficienty – pôvodný model a s reštrikciou

Testy nám ukázali, že finálny dlhodobý vzťah určujúci relatívnu paritu kúpnej sily je definovaný rovnicou: $Hcpi_sk^* = Hcpi_e12 + extrat + 0.0186 t - 4.1056$. Trendová zložka v tomto prípade potvrdzuje teóriu o Ballasa-Samuelsonovom efekte [19]. Tá hovorí, že v transformujúcich sa ekonomikách akou bola a je Slovensko, vplyvom dobiehania rastie produktivita práce obchodovateľného sektora rýchlejšie ako vo vyspelých trhových ekonomikách. Diferenciál rastu produktivity v domácej ekonomike medzi sektormi obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov je väčší a vyvoláva vyšší inflačný diferenciál, ktorý sa premieta do vyššej celkovej inflácie v tranzitívnej ekonomike. Tento pozitívny inflačný diferenciál sa následne premieta do apreciacie reálneho kurzu. Potvrdzuje to aj negatívny koeficient pri trendovej zložke (v Tab.12.).



Graf 16. Odhadnutá Parita kúpnej sily

Vplyv dovozných cien nebol konštantný. K najväčším fluktuáciám dochádzalo v období rokov 1998-2000. Po uvoľnení fixného kurzu a jeho následnej depreciácii vzrástli dovozné ceny tovarov. Navyše bola v roku 1999 zavedená dovozná prirážka. Vplyvom oboch faktorov došlo k výkyvu dovozných cien. Po tomto období došlo k výraznejšiemu poklesu až v roku 2002, kedy sa neistota z výsledku blížiacich sa volieb premietla do prepadu výmenného kurzu. Po tomto období však slovenská mena začala posilňovať a vplyv vonkajších nákladových faktorov sa postupne stabilizuje a slabne.



Graf.17. Odchýlka od parity kúpnej sily

3.5. Celkový model inflácie

Potom, čo sme si definovali nerovnováhy na jednotlivých trhoch, zaujíma nás aký vplyv majú dané odchýlky na celkový vývoj inflácie. Na modelovanie inflácie sme použili cenový index – HCPI pre Slovensko v rokoch 1997-2008 . Do finálnej rovnice vstupujú nasledujúce premenné:

-
- dlhodobej rovnováhy - $\{ecm(w), ecm(m), ecm(ppp)\}$
 - krátkodobej rovnováhy- $\{\Delta W, \Delta M, \Delta Co, \Delta i_bond, \Delta i_M03, \Delta exrat, \Delta u, \Delta ie, D\}$
-

, kde $ecm(.)$ sú tvorené odchýlkami od dlhodobej rovnováhy na troch skúmaných trhoch, a D predstavuje maticu pomocných formálnych premenných (*dummies*). V našom prípade sme do *dummies* zahrnuli veľkosť zmeny hornej (*DIH*) a dolnej (*DID*) hranice DPH a uvoľnenie fixného výmenného kurzu (*D2*). Do rovnice krátkodobej rovnováhy sme tiež pridali prvé diferencie premenných, konkrétne reálnej mzdy, peňažnej bázy, produktivity práce, úrokovej miery Bribor, nominálneho výmenného kurzu, rastu nezamestnanosti a úrokovej miery Euribor.

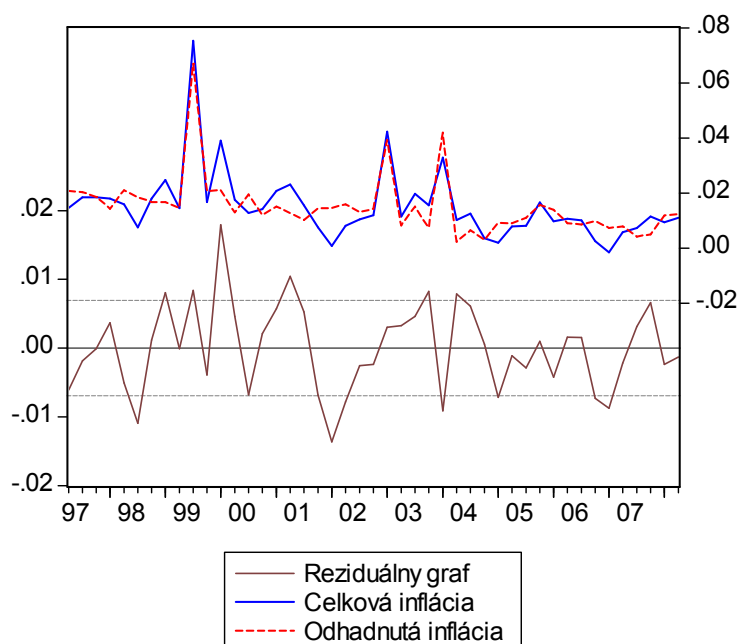
Náš finálny model, odhadnutý pomocou metódy najmenších štvorcov má tvar:

$$\Delta Hcpi = \underset{(0.052)}{0.110} \Delta M + \underset{(0.074)}{0.324} ecm(W)_{t-1} + \underset{(0.078)}{0.187} \Delta W - \underset{(0.097)}{0.310} Co + \underset{(0.001)}{0.012} \\ - \underset{(0.027)}{0.065} ecm(PPP)_{t-1} + \underset{(0.003)}{0.0074} DIH + \underset{(0.001)}{0.0105} DID$$

R-squared	0.747575	Mean dependent var	0.015169
Adjusted R-squared	0.699819	S.D. dependent var	0.012699
S.E. of regression	0.006958	Akaike info criterion	-6.938111
Sum squared resid	0.001791	Schwarz criterion	-6.616927
Log likelihood	164.1075	F-statistic	15.65402
Durbin-Watson stat	1.616138	Prob(F-statistic)	0.000000

Tab.17. Model Inflácie

Keď sa pozrieme na nami odhadnutú rovnicu inflácie zistíme, že nám vypadla premenná $ecm(M)$, predstavujúca odchýlku od dlhodobej rovnováhy na peňažnom trhu. Zastúpená je však reálnou peňažnou bázou – M . Koeficient $c(M) = 0.112$ nám hovorí, že 11.2% z rastu peňažnej bázy sa prejaví na raste cenovej hladiny. Koeficient je signifikantný a potvrdzuje predpoklad o vplyve rastu objemu peňazí v obehú na akceleráciu rastu inflácie.



Graf 18 .Model celkovej inflácie (reálne versus odhadnuté dáta) a graf rezidií

Ďalšia dve premenné, ktoré sa v modeli ukázali byť signifikantné sú reálna mzda – W a produktivita práce - Co . Ich vzájomný vzťah bol už popísaný v kapitole 3.2. Ukazuje sa, že trh práce je jedným z rozhodujúcich determinantov inflácie v našom modeli. Koeficient $c(\Delta W)$ je signifikantný a indikuje, že takmer 20% z rastu reálnych miezd sa premietne do rastu inflácie. Tento výsledok je v súlade s predpokladom o inflácii tlačenej dopytom. O niečo vyššiu hodnotu koeficientu má premenná produktivity práce - $c(\Delta Co)$. Záporné znamienko signifikantného koeficientu znamená, že rast reálneho HDP na zamestnanca má na rast cenovej hladiny v ekonomike utlmujúci charakter.

Signifikantný pozitívny vysoký koeficient pri $ecm(W)$ indikuje, že aj neúmerne zvyšovanie miezd, bez dostatočného rastu produktivity práce výrazne zvyšuje infláciu. Viac ako 30% z odchýlenia od dlhodobej rovnováhy na trhu práce sa prejaví na raste cien. Koeficient dovezenej inflácie je síce nízky (6.5%) ale vysoko signifikantný.

Koeficienty pri formálnych premenných *DID* a *DIH*, ktoré sledujú zmenu hornej a dolnej hranice DPH sú tiež štatisticky signifikantné, čo potvrdzuje efekt zmeny daňového systému na cenovú hladinu

Rovnica nám uspokojivo popisuje rast cien tovarov a služieb vo všetkých sektoroch. Z vývoja inflácie na Slovensku však vieme, že v rezíduách nám ešte ostal vplyv rastu regulovaných cien a tiež cien potravín, ktoré sme do pôvodného modelu nezahrnuli. Preto v druhom kroku do modelu pridáme premennú popisujúcu percentuálny rast regulovaných cien *D3R* a premennú *ΔHcpi_food*, ktorá predstavuje index cien potravín (Tab.18).

$$\Delta Hcpi = 0.232 \Delta Hcpi_food + 0.05 \Delta M + 0.188 ecm(W)_{t-1} + 0.112 \Delta W - 0.209 Co + 0.009$$

(0.06) (0.04) (0.06) (0.06) (0.08) (0.001)

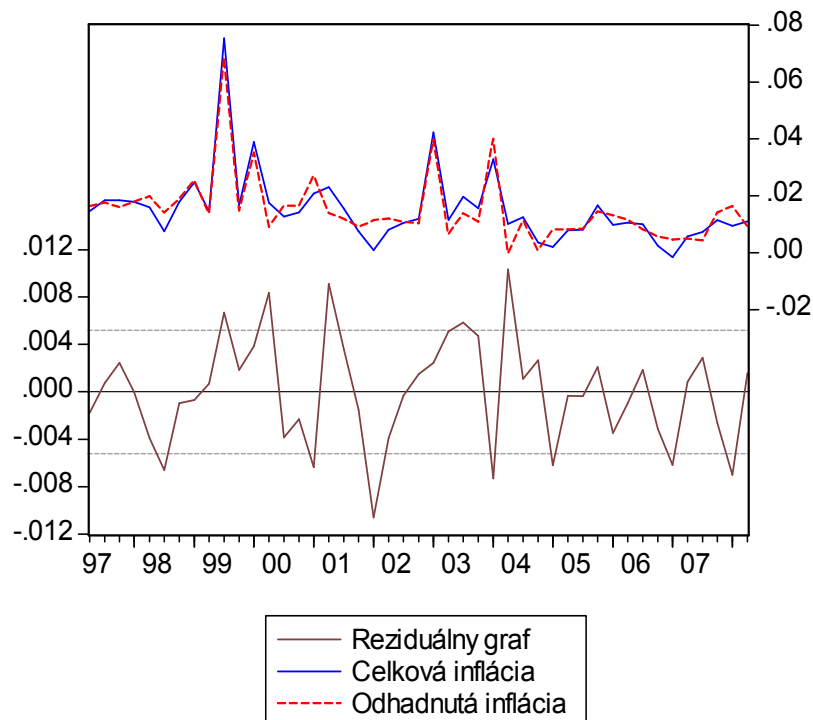
$$- 0.039 ecm(PPP)_{t-1} + 0.0058 DIH + 0.0056 DID + 0.003 D3R + 0.06 \Delta exrat$$

(0.02) (0.002) (0.001) (0.000) (0.03)

R-squared	0.86988	Mean dependent var	0.01516
Adjusted R-squared	0.83161	S.D. dependent var	0.01269
S.E. of regression	0.00521	Akaike info criterion	-7.46744
Sum squared resid	0.00092	Schwarz criterion	-7.02581
Log likelihood	179.017	F-statistic	22.7298
Durbin-Watson stat	1.83072	Prob(F-statistic)	0

Tab.18. Model celkovej inflácie s vysvetľujúcou premennou *D3R* (index rastu regulovaných cien) a *ΔHcpi_food* (index cien potravín)

Ako vidíme, vysvetľujúca schopnosť modelu sa po pridaní premenných zlepšila. Modelovanú infláciu sme očistili od vplyvu zmeny cien potravín, ktorá sa priamo naviazala na premennú *ΔHcpi_food*. Ceny potravín sú príliš volatilné a preto ťažko modelovateľné. Výsledný model obsahuje všetky pôvodné premenné, ktoré si aj napriek poklesu hodnôt ich koeficientov uchovali štatistickú významnosť. Koeficienty si zároveň zachovali znamienka ako aj relatívny pomer veľkostí medzi sebou. Pokles hodnôt koeficientov bol očakávaný keďže sme pridali nové pomocné premenné. K jedinému výraznému poklesu signifikantnosti došlo v prípade koeficientu premennej *ΔW*, ktorú sme sa aj napriek tomu rozhodli ponechať vzhľadom na stabilitu modelu.



Graf 19. Model inflácie (s premennými *D3R* a *HCPI_food*) spolu s grafom reziduií

Do modelu sa nám dostala aj nová premenná $\Delta exrat$ – výmenný kurz. Jej koeficient je signifikantný a má kladné znamienko. Potvrďuje tak predpoklad o raste inflácie spôsobenej depreciaiou nominálneho kurzu. Zdá sa, že pridanie pomocných vysvetľujúcich premenných do modelu bola vhodná voľba. Koeficient $c(\Delta Hcpi_food) = 0.23$ indikuje, že okolo 23% rastu cien potravín sa premietne do rastu celkovej inflácie. Tento predpoklad je v zhode s poznatkom, že váha potravín v celkovom cenovom indexe je okolo 20%.

Korektnosť oboch modelov bola testovaná Jarque-Bera testom reziduálnej normality, autokorelačným testom a testom na heteroskedasticitu. V oboch modeloch pozorujeme významný vplyv trhu práce na rast cenovej inflácie na Slovensku. Signifikantný je aj vplyv peňažnej bázy, dovezenej inflácie a odchýlky od parity kúpnej sily a pomocné premenné mapujúce zmeny v sadzbách DPH. Konštanta je v oboch prípadoch signifikantná a blízka hodnote 0.01. To znamená že štvrťročne sa inflácia po zarátaní všetkých ostatných parametrov navýši o jedno percento, pričom toto percento sa dá interpretovať ako prejav adaptívneho inflačného očakávania.

4. Záver

Diplomová práca sa zaoberá vývojom cenovej hladiny na Slovensku v rokoch 1997-2008 vplyvom nerovnováh v troch makroekonomických sektoroch:

- (i) trhu práce,
- (ii) peňažnom trhu,
- (iii) a trhu importovaných tovarov.

V našom modeli bola nerovnováha na trhu práce modelovaná mzdovou infláciou, danou vzťahom medzi rastom reálnych miezd a rastom produktivity práce, peňažný trh bol popísaný funkciou dopytu po peniazoch. Z hľadiska dovezenej inflácie sme na trhu importovaných tovarov sledovali interakciu oslabovania, resp. posilňovania výmenného kurzu domácej meny a rast zahraničnej cenovej hladiny, obe vedúce k zdražovaniu importovaných tovarov.

Na základe odhadnutých nerovnováh sme potom sledovali ich vplyv na celkový vývoj inflácie, ktorá bola meraná pomocou cenového indexu HCPI. Ukázalo sa, že v danom časovom období bol jedným z rozhodujúcich determinantov inflácie trh práce a premenné, ktoré ho určujú. Potvrdil sa tiež predpoklad o inflácii tlačenej rastom cien dovozných tovarov. Po pridaní vysvetľujúcich premenných zohľadňujúcich vývoj regulovaných cien a cien potravín sa nám celková štatistická relevantnosť modelu ešte zlepšila, a pribudol aj významný vplyv výmenného kurzu.

Pre účely empirickej analýzy sme použili viacrozmerný kointegračný model umožňujúci analyzovať krátko- a dlhodobé vzťahy medzi premennými, pričom dôraz sa v tejto práci kládol na vytvorenie modelu založeného hlavne na nerovnováhe v dlhodobých vzťahoch, ktorý by umožnil prognózovanie v strednodobom horizonte. Hlavný problém analýzy bol fakt, že sme skúmali len krátke časové obdobie, v ktorom došlo k viacerým štruktúrnym zmenám v ekonomike Slovenska. Napriek tomu je model schopný dobre prognózovať vývoj inflácie v podmienkach domácej ekonomiky, a jeho výsledky sú v súlade s teoretickými predpoveďami..

Použitá literatúra

- [1] Juselius, K. (1992), Domestic and Foreign Effects on Price in an Open Economy: The Case of Denmark. *Journal of Policy Modeling* 14, str. 401-428.
- [2] <http://www.guardian.co.uk/world/2008/jul/16/zimbabwe>
- [3] Gordon, R.J. (1988), *Macroeconomics: Theory and Policy*, 2nd ed., Chap. 22.4, 'Modern theories of inflation'. McGraw-Hill.
- [4] Gordon, R.J. (2004), *Productivity growth, inflation, and unemployment* Cambridge: Cambridge University Press. str. 305-349.
- [5] Bolt, W. , van Els, P.J.A. (2000), *Output Gap and Inflation in EU*. Bank of Netherland. (http://www.dnb.nl/binaries/sr044_tcm46-146822.pdf)
- [6] Taylor, J. (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, str.195-214.
- [7] http://www.econmodel.com/classic/terms/taylor_rule.htm
- [8] Fisher, S., Modigliani, F. (1978), *Towards an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation*. *Review of World Economics*, 114, str. 810-833.
- [9] http://www.nbs.sk/_img/Documents/BIATEC/BIA01_03/25_29.pdf
- [10] Morvay, K. (2000), *Celkový makroekonomický vývoj*. In: *Hospodárska politika na Slovensku 1990 -1999*. Marcičin, A., Beblavý, M.(ed.), str.22-26.
- [11] Grilli, Masciandaro, and Tabellini (1991) and Cukierman (1992). *Measures of central bank autonomy*. In: *Central Bank Autonomy: Lessons from Global Trends*. Arnone, M., Laurens, B.J., Segalotto, J.-F., Sommer, M, (ed.) 2008, IMF working paper.
- [12] Beblavý, M. (2000), *Monetárna politika*. In: *Hospodárska politika na Slovensku 1990 -1999*. Marcičin, A., Beblavý, M. (ed.), str.104-124.
- [13] Barto, M., Kmet', T., Kotian, J. (2002), *Menová politika*. In: *Hospodárska politika na Slovensku 2000 -2001*, Marcičin, A. (ed.), str. 65-78.
- [14] *Výročné správy NBS (roky 2002-2008)*.
- [15] *Eviews 5 User's Guide (2004)*, Quantitative Micro Software.
- [16] Hendry, D.F., Juselius, K. (2000) *Explaining Cointegration Analysis: Part 1*. *Energy Journal* 21, str. 1-42.

- [17] Hendry, D.F., Juselius, K. (2001), Explaining Cointegration Analysis: Part 2. Energy Journal 22, str. 75-120.
- [18] http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/MU/pris_01.pdf
- [19] http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/05_KOL2.pdf
- [20] Gali, J., Gertler, M., Lopez-Salido, J.D. (2001), European Inflation Dynamics. European Economic Review, 45, str.1237-1270.

PRÍLOHA A:

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1997Q1 2008Q2

Included observations: 38

Lags	LM-Stat	Prob
7	1.270954	0.8663

Probs from chi-square with 4 df.

Tab.A.1. Test seriálovej autokorelácie v reziduách VEC modelu na trhu práce

VEC Residual Heteroskedasticity Tests:

No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1997Q1 2008Q2

Included observations: 38

Chi-sq	df	Prob.
75.58984	90	0.8615

Tab.A.2. Test heteroskedasticity v reziduách VEC modelu na trhu práce

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.217061	0.298398	1	0.5849
2	0.244722	0.379297	1	0.5380
Joint		0.677695	2	0.7126

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.633436	2	0.2680
2	2.335374	2	0.3111
Joint	4.968810	4	0.2905

Tab.A.3. Test normality reziduii VEC modelu na trhu práce

PRÍLOHA B:

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1997Q1 2008Q2

Included observations: 38

Lags	LM-Stat	Prob
5	10.03606	0.3476

Probs from chi-square with 4 df.

VEC Residual Heteroskedasticity Tests:

No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1997Q1 2008Q2

Included observations: 38

Chi-sq	df	Prob.
197.4949	192	0.3776

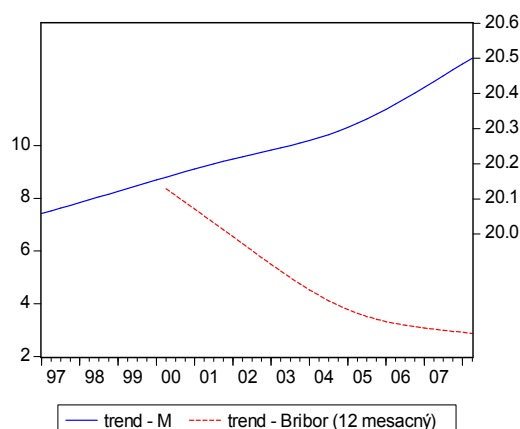
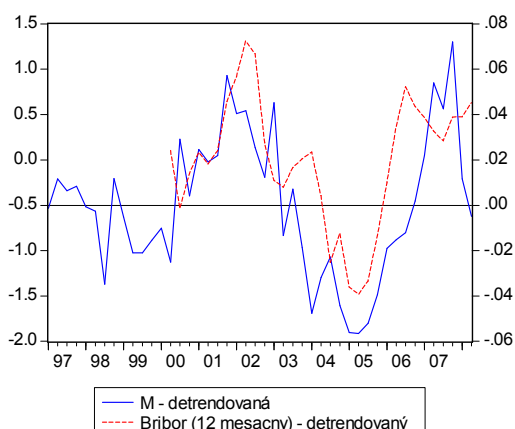
Tab.B.1. Test seriálovej autokorelácie v reziduách VEC modelu na peňažnom trhu

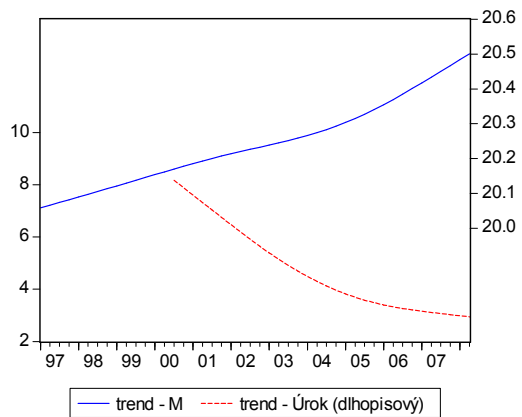
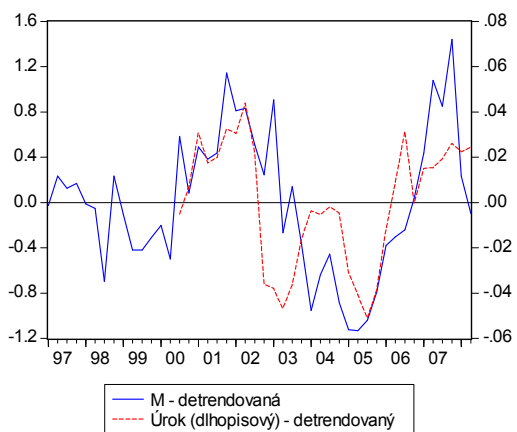
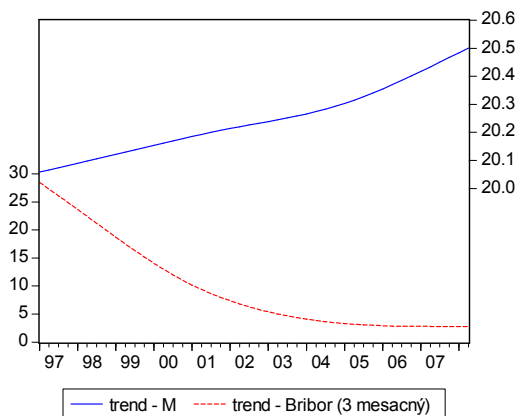
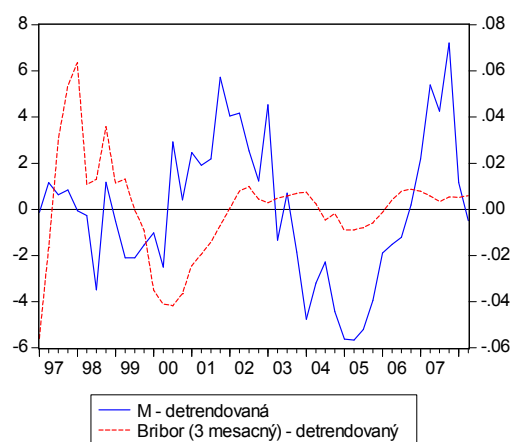
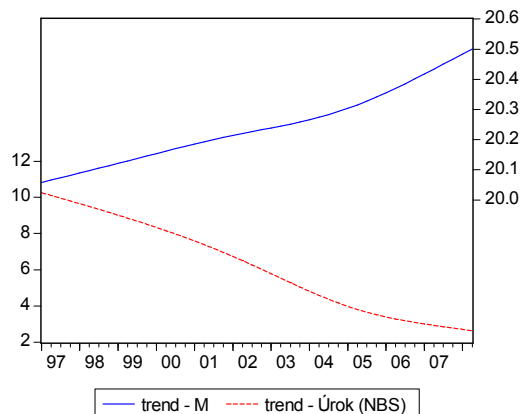
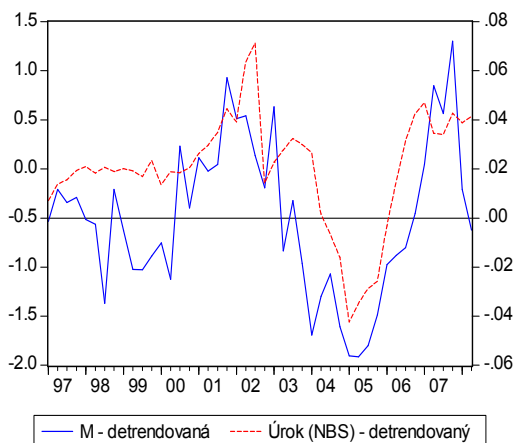
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.278139	0.515743	1	0.4727
2	0.003062	0.00006	1	0.9937
3	0.833863	5.151312	1	0.0313
Joint			3	0.1610

Tab.B.2. Test heteroskedasticity v reziduách VEC modelu peňažnom trhu

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.807280	2	0.0333
2	8.145217	2	0.0170
3	4.780523	2	0.0916
Joint		6	0.0031

Tab.B.3. Test normality reziduii VEC modelu na peňažnom trhu





Graf C. Detrendované premenné - reálna peňazná báza a jednotlivé úrokové miery.

PRÍLOHA C:

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

H0: no serial correlation at lag order h

Sample: 1997Q1 2008Q2

Included observations: 38

Lags	LM-Stat	Prob
4	10.78409	0.2908

Probs from chi-square with 4 df.

Tab.C.1. Test seriálovej autokorelácie v reziduách VEC modelu importovanej inflácie

VEC Residual Heteroskedasticity Tests:

No Cross Terms (only levels and squares)

Sample: 1997Q1 2008Q2

Included observations: 38

Chi-sq	df	Prob.

Tab.C.2. Test heteroskedasticity v reziduách VEC modelu importovanej inflácie

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.253458	0.438981	1	0.5076
2	0.011820	0.000955	1	0.9754
3	0.164400	0.184687	1	0.6674
Joint			3	0.8908

Component	Jarque-Bera	Df	Prob.
1	2.670099	2	0.2631
2	7.197767	2	0.0274
3	6.002728	2	0.0497
Joint	15.87059	6	0.0145

Tab.C.3. Test normality reziduii VEC modelu importovanej inflácie

PRÍLOHA D:

Celkový model inflácie:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.053448	Prob.	0.359530
Obs*R-squared	2.555060	Prob.	0.278725

Tab.D.1. Test seriálovej autokorelácie reziduii MNŠ modelu inflácie

ARCH Test:

F-statistic	0.042423	Prob.	0.837811
Obs*R-squared	0.044398	Prob.	0.833115

Tab.D.2. ARCH test reziduii MNŠ modelu inflácie

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.191273	Prob.	0.330559
Obs*R-squared	14.99132	Prob.	0.307895

Tab.D.3. Test Heterskedasticity reziduii MNŠ modelu inflácie

Normality Test:

Jarque-Bera	0.365583	Prob.	0.832942
-------------	----------	-------	----------

Tab.D.4. Test normality reziduii MNŠ modelu inflácie

Celkový model inflácie so zahrnutím dummy premennej D3R a premennej Hcpi_food:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.253914	Prob.	0.77730
Obs*R-squared	0.702977	Prob.	0.70364

Tab.D.5. Test seriálovej autokorelácie reziduii MNŠ modelu inflácie

ARCH Test:

F-statistic	0.012446	Prob.	0.91170
Obs*R-squared	0.013035	Prob.	0.90910

Tab.D.6. ARCH test reziduii MNŠ modelu inflácie

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.90483	Prob.	0.58294
Obs*R-squared	18.3360	Prob.	0.50010

Tab.D.7. Test Test Heterskedasticity reziduii MNŠ modelu inflácie

Normality Test:

Jarque-Bera	0.07168	Prob.	0.96479
-------------	---------	-------	---------

Tab.D.8. Test normality reziduii MNŠ modelu inflácie