

Modelovanie inflácie v podmienkach SR (mark-up model)

marec 2006

Zhrnutie

V súvislosti s plnením Maastrichtských kritérií pre prijatie eura sa v poslednom čase upriamujú pohľady na aktuálny a predpokladaný budúci vývoj inflácie na Slovensku. Z hľadiska hodnotenia inflačného vývoja sú rozhodujúce determinanty a ich vplyvy na rast spotrebiteľských cien. Aby sme preverili väzby medzi spotrebiteľskou infláciou a faktormi, ktoré na jej veľkosť vplyvajú v podmienkach Slovenskej republiky, rozhodli sme sa preskúmať možnosti štandardného modelovania inflácie. Pomocou ekonometrických metód sme sa pokúsili objasniť model, pomocou ktorého by sme vedeli identifikovať predovšetkým dlhodobú úroveň inflácie ako aj zdroje jej krátkodobých odchýlok. Dopracovali sme sa k mark-up modelu čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt, z ktorého možno indikatívne vychádzať pri detailnejších analýzach a prognózach inflácie. Výsledky modelu naznačujú, že je nevyhnutné pozorne sledovať mzdovú politiku a inflačné očakávania a reagovať na prípadne vážne riziká neprímeraného vývoja miezd.

Autori:

Peter Kišidaj
Marcel Mihalenko

pkisidaj@mfsr.sk
mmihalenko@mfsr.sk

Upozornenie:

Materiál prezentuje názory autorov, ktoré nemusia nutne odzrkadľovať názory Ministerstva financií SR. Za cenné pripomienky a komentáre ďakujeme Jurajovi Valachymu.

OBSAH

<i>Úvod</i>	4
<i>Vývoj inflácie v podmienkach SR</i>	5
<i>Mark-up model inflácie</i>	6
<i>Determinanty čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt</i>	7
<i>Domáci blok</i>	8
<i>Zahraničný blok</i>	9
<i>Inflačné očakávania</i>	11
<i>Úprava čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt</i>	12
<i>Odhad dlhodobej rovnice upravenej čistej inflácie</i>	13
<i>Odhad krátkodobej rovnice upravenej čistej inflácie</i>	19
<i>Prognóza inflácie prostredníctvom VECM modelu</i>	21
<i>Záver</i>	23
<i>Zoznam použitých skratiek</i>	25
<i>Zoznam použitej literatúry</i>	26

Úvod

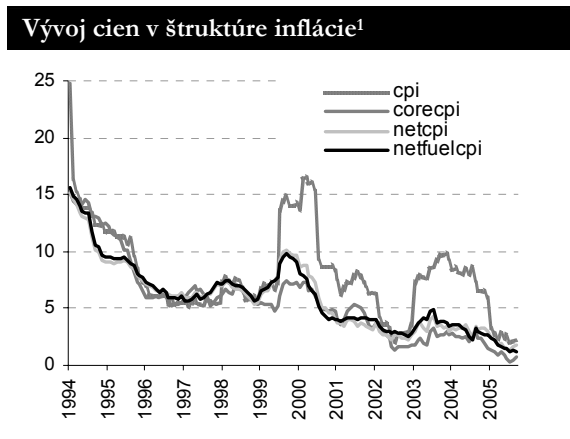
V poslednom čase sa v odbornej verejnosti stále častejšie diskutujú otázky Maastrichtských kritérií pre prijatie eura a medzi nimi aj plnenie kritéria cenovej stability v priebehu blížiaceho sa hodnotenia SR očakávaného v období 2007-2008. V súvislosti s tým sa pohľady zainteresovaných upriamujú na aktuálny a predpokladaný vývoj inflácie na Slovensku i v ďalších krajinách Európskej únie. Z pohľadu hodnotenia inflačného vývoja je dôležité identifikovať determinanty a ich vplyvy na rast spotrebiteľských cien. Aby sme sa bližšie preverili väzby medzi spotrebiteľskou infláciou a faktormi, ktoré na jej veľkosť vplyvajú v podmienkach Slovenskej republiky, rozhodli sme sa preskúmať možnosti štandardného modelovania inflácie.

Pomocou ekonometrických metód sa pokúsime špecifikovať model, pomocou ktorého by sme vedeli identifikovať predovšetkým dlhodobú úroveň inflácie a zároveň aj príčiny jej odchýlok v krátkodobom horizonte. Pritom sa budeme sústrediť na ukazovateľ rastu spotrebiteľských cien, ktorý by najlepšie vyjadroval jej úroveň a zodpovedal skutočnému vývoju dopytu a ponuky na trhu tovarov a služieb bez vplyvu vonkajších, netrhových faktorov. Nakoľko historický vývoj celkovej spotrebiteľskej inflácie na Slovensku (vyjadrenej pomocou súhrnného národného indexu CPI) je poznačený predovšetkým nákladovými faktormi, medzi ktorými dominujú administratívne úpravy regulovaných cien, možno za vhodný indikátor dopytom ťahanej inflácie považovať index rastu cien zahrnutých v tzv. čistej inflácii bez vplyvu cien pohonných hmôt. Naším cieľom tak bude určiť ekonometrický model, ktorý bude vysvetľovať vývoj čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt a jeho prípadné využitie v praxi. Pri jeho tvorbe sa budeme snažiť popísať aj spôsob akým dospejeme k jednotlivým záverom.

V nadväznosti na náš cieľ môžeme obsah tohto materiálu rozdeliť do ôsmich kapitol. Predtým ako pristúpime k samotnej ekonometrickej analýze inflácie popíšeme historický vývoj inflácie v podmienkach SR, aby sme objasnili akými zmenami prešla cenová hladina v minulosti. Ďalej sa zameriame na základné teoretické princípy, ktoré budeme nasledovať a objasníme podstatu tzv. mark-up modelov, ktoré sú predmetom viacerých empirických výskumov inflácie v otvorených ekonomikách. V ďalšej kapitole už pristúpime k ekonometrickej analýze, avšak v prvom rade budeme hľadať makroekonomické indikátory, ktoré by prichádzali do úvahy pri identifikovaní determinantov inflácie. Pritom sa budeme venovať na jednej strane determinantom domácej inflácie, ktoré pôsobia vo vnútri ekonomiky a na strane druhej determinantom importovanej inflácie z vonkajšieho prostredia. Osobitnú pozornosť venujeme aj inflačným očakávaniam, ktorých vplyv na infláciu by mal v budúcnosti narastať. V nasledujúcej kapitole sa pozrieme na to, či sa v minulosti prejavili sekundárne zmeny regulovaných cien resp. cien ropy na svetových trhoch aj v ďalších cenách, ktoré tvoria index čistej inflácie bez cien pohonných hmôt a prípadne aj v akom rozsahu. Počnúc ďalšou kapitolou sa už budeme priamo venovať modelovaniu inflácie, najprv jej úrovne v dlhodobom a potom aj krátkodobom horizonte, pričom vychádzať budeme z tzv. vector error-correction modelov. Nakoniec sa pozrieme na to, k akým prognózam sa môžeme pomocou vytvoreného modelu dopracovať a čo môžeme od tohto modelu očakávať. V samotnom závere zhodnotíme výsledky ekonometrickej analýzy inflácie.

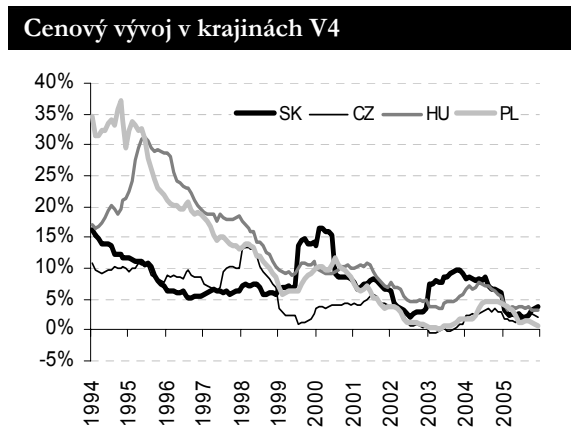
Vývoj inflácie v podmienkach SR

Vznik samostatného štátu a upustenie od centrálne plánovanej ekonomiky zanechalo v hospodárstve Slovenska výrazne deformované ceny a nerozvinuté konkurenčné prostredie. Prechod na trhovú ekonomiku si vyžiadal proces úprav a liberalizácie regulovaných cien a postupného vyrovnávania cenových hladín s vyspelými krajinami. Po vzniku samostatnej centrálnej banky bolo jej hlavným cieľom udržať vnútornú a vonkajšiu stabilitu meny, a teda aj ustrážiť inflačný vývoj. Napriek relatívne vysokej miere inflácie v niektorých rokoch v porovnaní s ďalšími transformujúcimi sa krajinami regiónu cenový vývoj na Slovensku nepostihli žiadne dramatické udalosti a inflácia ostávala pod kontrolou centrálnej banky.



Poznámka: Medzročité zmeny v %

Zdroj: ŠÚ SR, MF SR



Poznámka: Medzročité zmeny v %

Zdroj: MF SR

V prvých rokoch zohrávali v cenovom vývoji podstatnú úlohu jednak administratívne opatrenia, ako aj inflačné očakávania ekonomických subjektov. Už rok 1993 priniesol výraznú zmenu daňovej sústavy s vplyvom na vývoj spotrebiteľských cien, pričom neskôr ich vývoj ovplyvnila i nevyhnutná devalvácia meny. I keď priemerná inflácia v prvých rokoch dosahovala dvojciferné hodnoty, vzhľadom na dovtedy umelo udržiavané ceny, vysokú nezamestnanosť a rozpad zahraničných trhov, bola prijateľná. Navyše v porovnaní s ostatnými krajinami malo Slovensko takmer tri roky od svojho vzniku jednu z najnižších mier inflácie v transformujúcich sa ekonomikách. Menová politika sa v tom čase sústredila na sledovanie peňažnej zásoby a i v ďalších rokoch si zachovala protiinflačný charakter s cieľom znížiť alebo aspoň udržať mieru inflácie v stanovenom rozpätí a súčasne udržať stabilný nominálny výmenný kurz v rámci fluktuálneho pásma (v roku 1995 $\pm 3,0\%$, v roku 1997 bolo rozšírené na $\pm 7\%$). Do roku 1996 dvojciferná miera inflácie postupne klesla pod 6% a aj v rokoch 1997 a 1998 neprekročila úroveň 7%. K poklesu inflácie nemalou mierou vtedy prispelo aj odkladanie procesu deregulácie cien. Inflácia v tom čase klesala i napriek vysokému rastu ekonomiky. Rast priemernej mzdy bol vyšší ako rast produktivity práce a súkromná spotreba aj spotreba vlády, ako i tvorba hrubého kapitálu zaznamenali svoje najvyššie tempá rastu za celé desaťročie a vyvolávali tlak na dovozy. Vznikajúce nerovnováhy sa prejavili vo forme nadmerného dvojitého deficitu. Rok 1996 sa stal prelomovým - na ekonomickú nerovnováhu reagovala NBS a následne aj hospodárska

¹ V štruktúre celkovej inflácie sa rozlišuje jadrová inflácia, čistá inflácia a čistá inflácia bez cien pohonných hmôt, pričom *cpi* označuje zmenu celkovej inflácie, *corecpi* jadrovej inflácie, *netcpi* čistej inflácie a *netfuelcpi* čistej inflácie bez cien pohonných hmôt. Označenia všetkých používaných indikátorov sú usporiadané v zozname použitých skratiek.

politika vlády. V roku 1997 sa výrazne zmiernil domáci dopyt, čím sa predišlo nárastu miery inflácie z titulu nadmerného domáceho dopytu.

Zavedenie balíčkov ekonomických opatrení a spustenie makroekonomického stabilizačného procesu v rokoch 1999 a 2000 viedli k čiastočným úpravám regulovaných cien. Vtedajší rast cien strategických surovín, zavedenie dovoznej prirážky a rast cien importovaných komodít zvýšili v roku 2000 priemernú medziročnú spotrebiteľskú infláciu na 12%. Ceny priemyselných výrobcov v tomto roku vzrástli v priemere o 9,8%. Čiastočne tlmiaci efekt na rast maloobchodných cien malo v tomto období posilnenie konkurencie v maloobchode prostredníctvom hypermarketov. Obnovený proces liberalizácie cien bol dočasne pozastavený v roku 2002, predovšetkým z toho dôvodu, že šlo o volebný rok.

Obnovenie deregulačného procesu v roku 2003, zmeny sadzieb DPH (2003 a 2004) úpravy sadzieb niektorých spotrebných daní znamenali v priebehu nasledujúcich dvoch rokov návrat k relatívne vyššej inflácii, no opäť predovšetkým nákladového charakteru. Indexácia miezd podľa inflácie z predchádzajúceho obdobia spôsobila pokles reálnych miezd a kúpyschopného dopytu. Vývoj jadrovej i čistej inflácie² poukazuje na to, že dopytové tlaky ostali obmedzené. I keď rok 2004 priniesol so sebou i prudký rast cien ropy na svetových trhoch a následný rast cien energií a pohonných hmôt, tento vývoj v podstatnej miere kompenzoval priaznivý vývoj výmenného kurzu koruny ako aj priaznivý vývoj cien potravín predovšetkým v dôsledku rastúcej konkurencie na trhu obchodných reťazcov. Napriek menším úpravám regulovaných cien, nastúpený dezinflačný trend pokračoval i v roku 2005, kedy inflácia dosiahla na slovenské pomery historické minimum.

Z krátkeho prehľadu histórie cenového vývoja je zjavné, že inflácia v podmienkach SR mala doteraz prevažne nákladový charakter. Sekundárne efekty úprav administratívnych cien alebo ponukových šokov (ropa) sa vo výraznej miere neprejavovali, resp. je ich pomerne ťažko exaktne kvantifikovať. Štruktúra celkovej inflácie a vývoj jadrovej a čistej inflácie naznačuje, že dopytové tlaky sú nateraz obmedzené.

Mark-up model inflácie

V súčasnosti existuje niekoľko teoretických prístupov, ktorými sa uberá empirický výskum v oblasti modelovania inflácie. Jednou skupinou často využívaných ekonometrických modelov sú tzv. mark-up modely, ktoré vychádzajú z procesu tvorby cien na trhu tovarov a služieb, kde sa firmy usilujú prísť s takou ponukou tovarov, či služieb, aby si zabezpečili čo najväčší podnikateľský zisk. Ich cenové kalkulácie potom zohľadňujú všetky náklady potrebné k uplatneniu sa na trhu a samotný objem zisku. Vychádzajúc z takto formulovanej mikroekonomickej teórie, sú spotrebiteľské ceny tovarov a služieb determinované jednotkovými nákladmi a mierou zisku, čiže obchodnou maržou. Podstatou mark-up modelov inflácie je teda priama závislosť spotrebiteľských cien na výške vstupných nákladov a marže, ktorú môžeme vyjadriť vzťahom

$$P_t = \psi ULC_t^\alpha PM_t^\beta, \quad \alpha + \beta = 1 \quad (1)$$

² V praxi sa upravením indexu spotrebiteľských cien (CPI) sledujú aj rôzne iné indikátory inflácie. Vylúčením rastu regulovaných cien a vplyvu nepriamych daní z celkovej inflácie sa sleduje tzv. jadrová inflácia, ktorú možno ešte ďalej členiť na rast cien potravín a čistú infláciu. Ďalšou úpravou spotrebného koša CPI sa tak možno dopracovať k čistej inflácii, ak sa okrem predchádzajúceho odstránenia vplyvu regulovaných cien a nepriamych daní vylúčia aj ceny potravín. Zmeny v cenovej hladine sa teda sledujú na rôzne upravených spotrebných košoch.

kde P_t označuje cenovú hladinu, ULC jednotkové náklady práce a PM úroveň dovozných cien. Zo vzťahu (1) potom vyplýva, že cenová hladina je výsledkom geometrického priemeru dvoch faktorov, ktoré vyjadrujú vstupné náklady a obchodnej marže, ktorú zastupuje úrovňová konštanta ψ . Práve predmetom tejto ekonomickej analýzy je vysvetliť vývoj rastu spotrebiteľských cien pomocou vhodných indikátorov na princípe mark-up modelov v tvare podľa vzťahu (1).

Avšak predmetom analýzy nie je modelovanie rastu všetkých spotrebiteľských cien významných z hľadiska výdavkov domácností, ale len rast tej skupiny cien, ktoré podliehajú výhradne trhovým faktorom. Predmetom ekonometrického mark-up modelu je preto upravený národný index rastu spotrebiteľských cien (CPI index) bez regulovaných cien, ktoré sa v minulosti menili len v dôsledku administratívnych úprav, prípadne cien citlivých na vývoj ťažko predikovateľných faktorov, ako ceny potravín alebo pohonných hmôt. Takto upravený index rastu spotrebiteľských cien potom vyjadruje tzv. čistú infláciu bez vplyvu cien pohonných hmôt (ďalej len PH) a možno ho považovať za vhodný indikátor dopytom ťahanej inflácie.

V ďalších kapitolách sa teda pokúsime zostaviť mark-up model pre čistú infláciu bez vplyvu cien PH, pričom budeme vychádzať z teórie tvorby cien, na základe ktorej ceny obchodovateľných tovarov bez pohonných hmôt a trhovými služieb³ tvorí kombinácia vstupných nákladov a marže. Tým by sme identifikovali determinanty, ktoré by spolu vysvetľovali historický vývoj čistej inflácie bez vplyvu cien PH. Zároveň budeme v dlhodobom horizonte uvažovať s fixným percentuálnym podielom obchodnej marže v cenách tovarov a služieb, čiže s predpokladom, že tento podiel nebude na dynamiku dopytom ťahanej inflácie vplývať. Prostredníctvom ekonometrických techník budeme hľadať dlhodobý a krátkodobý vzťah dopytom ťahanej inflácie k relevantným makroekonomickým fundamentom. Pri modelovaní budeme vychádzať z lineárneho vzťahu (2), ktorý dostaneme logaritmovaním rovnice (1),

$$p_t = \psi + \alpha ulc_t + \beta pm_t \quad (2)$$

kde p_t , ψ , ulc_t a pm_t sú prirodzené logaritmy rovnakých premenných ako v rovnici (1) a relatívne elasticity α, β vyjadrujú závislosť p_t od ulc_t a pm_t . Pritom budeme postupovať podľa štandardných ekonometrických metód. Z ekonometrického hľadiska bude čistá inflácia bez vplyvu cien PH modelovaná na štvrťročnej báze na základe tzv. vector error-correction models (VECM). Znamená to teda, že budeme modelovať rast nami upravenej cenovej hladiny pomocou kombinácie vhodných indikátorov vyjadrujúcich vstupné náklady firiem a fluktuácie v cenovej hladine budú čiastočne vystihovať proces vracania sa k rovnovážnej úrovne, v odborných analýzach známych ako equilibrium correcting process.

Determinanty čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt

V prvom rade sa zameriame na odhad dlhodobej rovnovážnej úrovne dopytom ťahanej inflácie. Podľa teoretického pozadia mark-up modelov inflácie sa budeme snažiť identifikovať faktory, ktoré by popisovali vstupné náklady firiem pri tvorbe cien. Nakoľko je SR značne otvorenou ekonomikou, čoho dôkazom je približne 150%-ný podiel obratu v

³ Čistá inflácia sa v praxi rozkladá na rast cien obchodovateľných tovarov a trhovými služieb.

zahraničnom obchode tovarov a služieb na HDP, zohráva kurzový kanál transmisného mechanizmu v podmienkach SR významnú úlohu. Preto možno očakávať, že na zmeny spotrebiteľských cien pôsobia domáce aj zahraničné, čiže endogénne a exogénne faktory. Podľa ekonomickej teórie sa v tomto prípade rozlišuje importovaná inflácia a domáca (interná) inflácia. Dopytom ťahanú infláciu v dlhodobom horizonte by potom mali vysvetľovať determinanty rastu dovozných a domácich cien.

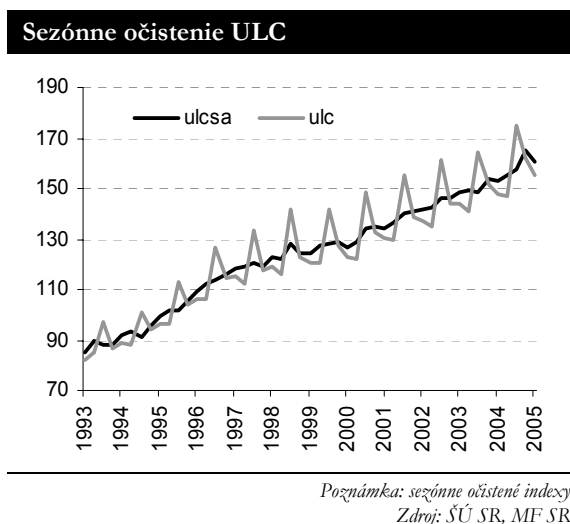
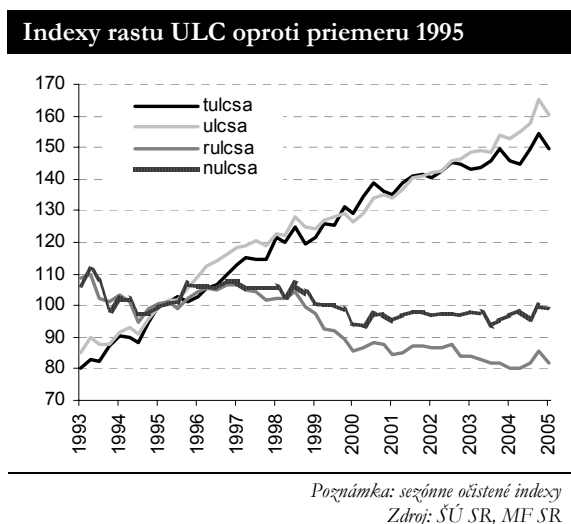
Domáci blok

Výstižný ukazovateľ potenciálnych domácich inflačných tlakov predstavujú *jednotkové náklady práce (unit labor costs - ULC)*, ktoré odrážajú mzdové, prípadne i ďalšie náklady spojené s pracovnou silou vo vzťahu k jednotke vyprodukovaného outputu. V závislosti od toho, aké vstupné údaje sa použijú pri ich výpočte, je možné ULC vyjadriť rôznymi spôsobmi. Najčastejšie používaným spôsobom výpočtu ULC je

$$ULC = \frac{\text{náklady na zamestnanca} \times \text{počet zamestnancov}}{\text{reálny HDP}} = \frac{\text{náklady na zamestnanca}}{\text{reálna produktivita práce}} \quad (3)$$

Uvedený vzťah zachytáva pomer nominálnych nákladov na zamestnancov a reálnej produktivity práce (reálna produktivita práce = reálny HDP/počet zamestnancov). V prípade, že je rast nominálnych miezd rýchlejší ako rast produktivity práce, dochádza k nárastu ULC, čo môže ekonomiku vystaviť dodatočným inflačným tlakom.

Alternatívne možno konštruovať ULC použitím nominálneho HDP, prípadne deflovaním nominálnych nákladov na pracovnú silu (očistením o cenový vplyv) pomocou priemerného indexu CPI, deflátorom spotreby, príp. deflátorom HDP v danom období⁴. Týmto spôsobom je možné určiť *reálne ULC*, ktoré poukazujú na to, či cenové tlaky majú tendenciu rásť alebo klesať. Rýchlejší rast produktivity práce ako je rast reálnych miezd, resp. celkových kompenzácií na zamestnanca prospieva ekonomike, opačný prípad môže naznačovať rastúce dopytové tlaky v ekonomike.-



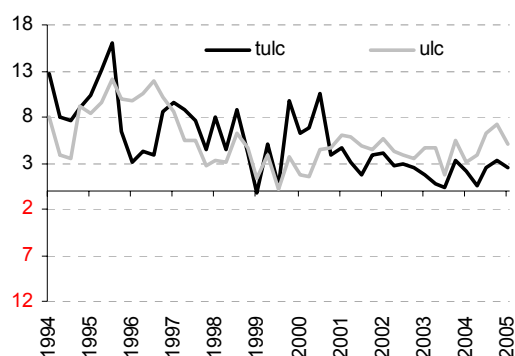
Nakoľko vypočítané ULC vykazujú značnú sezónnosť pre ich ďalšie použitie v modeli sme ich *sezónne očistili* metódou Tramo/Seats v Eviews (premenné s príponou *-sa*).

⁴ ich označenia uvádzame v zozname skratiek

Ako pracovné náklady na zamestnanca možno použiť jednoducho priemernú hrubú mzdu zamestnanca v hospodárstve, no výstižnejším ukazovateľom nákladov spojených s pracovnou silou sú *kompenzácie na zamestnanca* podľa metodiky národných účtov ESA95 definované ako celkové odmeny v peňažnej podobe alebo v naturáliách, vyplatené zamestávateľom zamestnancovi za prácu, ktorú zamestnanec vykonal v sledovanom období. Kompenzácie na zamestnanca teda zahŕňajú okrem hrubých miezd a plátov aj povinné odvody zamestnávateľov za zamestnancov do fondov sociálneho poistenia a zdravotného zabezpečenia. Podľa štruktúry bežných príjmov sektora domácnosti v metodike ESA95 sa hrubé mzdy v SR podieľajú na kompenzáciách zamestnancov v priemere 75 percentami. Celkové kompenzácie na zamestnanca tak ako ich vykazujú národné účty sú však dostupné až od roku 1995 a sú mierne volatilnejšie.

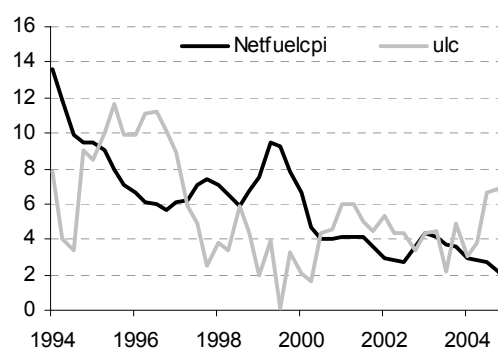
Do výpočtu produktivity práce vstupujú *údaje o zamestnanosti*, vo vykazovaní ktorých existujú metodické rozdiely podľa toho, či ide o štatistické výkazníctvo, výberové zisťovanie pracovných síl (VZPS) alebo metodiku ESA95⁵. Potreba dostupnosti čo najdlhšieho časového radu predurčila na ďalšiu analýzu údaje zo štátneho výkazníctva a VZPS. Z dlhodobého hľadiska sa trend vývoja zamestnanosti podľa oboch metodík výraznejšie neodlišuje a pri výpočte ULC vykazovali porovnateľné výsledky.

Nominálne prac.náklady na 1Sk reál. outputu



Zdroj: ŠÚ SR, MF SR

Čistá inflácia bez cien PH a ULC



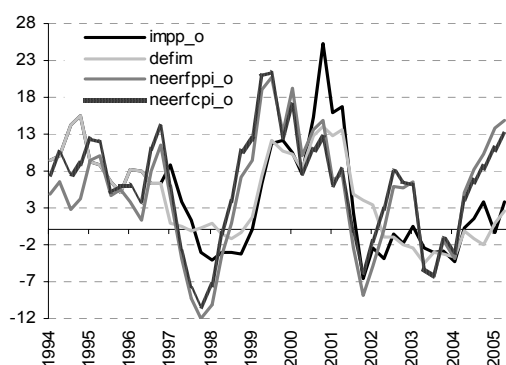
Poznámka: Medzročné zmeny v %
Zdroj: ŠÚ SR, MF SR

Zahranický blok

V zahraničnom bloku existuje niekoľko indikátorov, ktoré by mohli vysvetľovať importovanú infláciu. Jedným z nich je deflátor importov tovarov a služieb, ktorý vyjadruje vývoj všetkých dovozných cien v domácej mene. Nakoľko sa jedná o cenový indikátor všetkých importov, t.j. všetkých tovarov a služieb investičného aj spotrebného charakteru, ktoré sú predmetom ďalšieho výrobného procesu prípadne už smerujú do maloobchodného predaja, mal by tento indikátor komplexne a teda najlepšie vystihovať externé determinanty spotrebiteľskej inflácie. Na druhej strane ale komplexnosť tohto indikátora môže predstavovať určitú nevýhodu, pretože vyjadruje už vývoj dovozných cien v domácej mene, v slovenských korunách, a teda jeho použitím pri modelovaní dlhodobého vzťahu inflácie, by bol vplyv výmenného kurzu na dovezenú infláciu skrytý a neznámy.

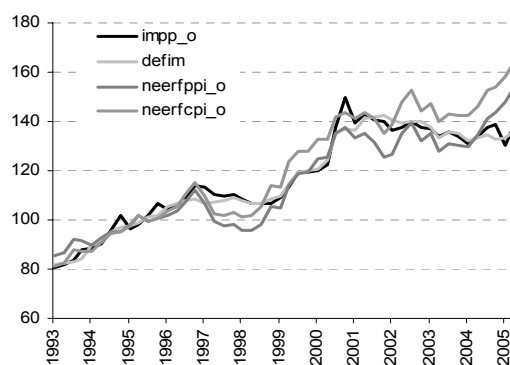
⁵ Podrobnejšie sa rozdielom v metodikách vykazovania zamestnanosti venuje Ekonomická analýza IFP č.6 - Analýza základných indikátorov trhu práce v SR

Medziročné zmeny dovozných cien v %



Zdroj: ŠÚ SR, MF SR

Indexy rastu dovozných cien (priem. 1995=100)



Zdroj: ŠÚ SR, MF SR

Podobným indikátorom importovanej inflácie sú indexy dovozných cien v zahraničnom obchode SR evidované a zverejňované Štatistickým úradom SR. Tak ako deflátor importov aj tento index zachytáva cenový vývoj všetkých importovaných tovarov v domácej mene⁶, takže aj v prípade použitia tohto indikátora by vplyv výmenného kurzu na infláciu nebol jasne uvedený v dlhodobej rovnici dopytom ťahanej inflácie. Navyiac, v štruktúre oboch týchto indikátorov, deflátor importov aj indexov dovozných cien ŠÚ SR, sú pomerne významne zastúpené ceny ropy, ktoré môžu do určitej miery skomplikovať modelovanie a negatívne ovplyvniť ekonometrické vlastnosti odhadovaných vzťahov čistej inflácie bez vplyvu cien PH, keďže ich sekundárne nákladové efekty sa doteraz v zjavnej miere nedostavili⁷. Samozrejme prípadné očistenie deflátor importov či indexov dovozných cien o vplyv cien ropy by tento prípadný nedostatok mohlo odstrániť.

Okrem spomínaných indikátorov importovanej inflácie je možné zachytiť vplyv zahraničných cien aj konštrukciou indexov dovozných cien pomocou cenových indexov ekonomík, z ktorých pochádzajú najvýznamnejší obchodní partneri v zahraničnom obchode SR. Príkladom takto vytvoreného indikátora môže byť vážený priemer indexov cien priemyselných výrobcov 6 krajín najvýznamnejších obchodných partnerov SR (Nemecko, Česko, Rakúsko, Taliansko, Maďarsko a Poľsko)⁸, resp. vážený priemer indexov ich spotrebiteľských cien, pričom ako váhy vystupujú podiely dovozov SR z týchto jednotlivých krajín na celkovom dovoze SR. Potom zostáva ešte upraviť tieto indexy o zmeny nominálneho efektívneho výmenného kurzu (ďalej len NEER), ktorý tiež predstavuje vážený priemer indexov rastu bilaterálnych výmenných kurzov domácej meny voči cudzím menám a vypovedá o vývoji hodnoty slovenskej koruny voči menovému košu zloženého z mien rovnakých krajín použitých pri výpočte indexov zahraničných cien, s tým, že váhy pre meny v koši efektívneho kurzu, sú stanovené rovnakým spôsobom. Nakoľko výmenné kurzy možno všeobecne vyjadriť dvoma spôsobmi, priamo ako hodnotu 1 SKK v cudzej mene príp. nepriamo ako hodnotu 1 cudzej meny v SKK (napr. 0,026 EUR/SKK resp. 38,54 SKK/EUR), aj NEER môže byť vypočítaný dvoma spôsobmi. Ak sú NEER počítané z bilaterálnych výmenných kurzov vyjadrených priamym vzťahom, potom rast jeho hodnoty indikuje zhodnocovanie, teda apreciáciu koruny, pričom pri nepriamo vyjadrených bilaterálnych kurzov je to naopak.

⁶ Avšak deflátor importov tovarov a služieb vyjadruje aj cenový vývoj služieb.

⁷ O existencii, či neexistencii sekundárnych nákladových efektov cien ropy a ropných produktov v minulosti, prípadne ich rozsahu, je užitočné sa presvedčiť pomocou jednoduchšej regresie čistej inflácie bez vplyvu cien PH a korunového ekvivalentu cien ropy. O výsledkoch regresie sa zmienime v nasledujúcej kapitole.

⁸ Podiel Nemecka, Českej republiky, Talianska, Rakúska, Poľska a Maďarska na všetkých importoch SR dosahuje viac ako 50%.

$$NEERFPPI = \frac{FPPI}{NEER} \quad (4),$$

$$NEERFCPI = \frac{FCPI}{NEER}$$

$$NEERFPPI = FPPI * NEER \quad (5)$$

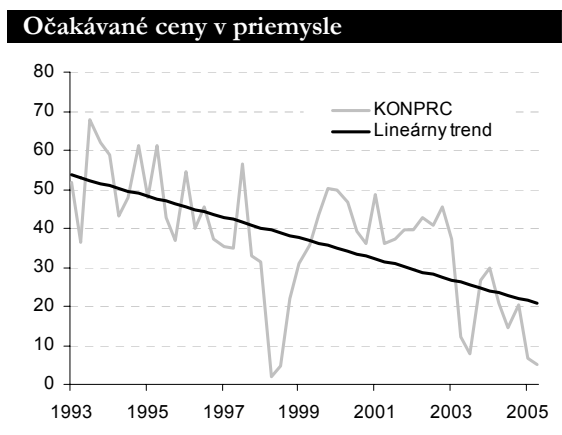
$$NEERFCPI = FCPI * NEER$$

kde v prípade (4) sa domáca mena s rastom NEER zhodnocuje, teda apreciuje a v prípade (5) sa domáca mena znehodnocuje, teda depreciuje.

Takto skonštruované ukazovatele dovozných cien už umožňujú pri modelovaní dopytom ťahanej inflácie analyzovať vplyv kurzového vývoja na infláciu. Ich nevýhodou je, že v skutočnosti vypovedajú len o časti importovanej inflácie, t.j. inflácie dovezenej len z uvažovaného počtu krajín (6 krajín), avšak rozhodujúcich v importoch SR, preto výsledky pri odhadoch dlhodobej rovnice pre dopytom ťahanú infláciu nemusia byť veľmi skreslené a môžu mať dobrú vypovedateľnú schopnosť. Môžu tak vystupovať ako jeden z determinantov vstupných nákladov v našom uvažovanom error-correction modeli.

Inflačné očakávania

Dôležitú úlohu pri modelovaní inflácie zohráva i zachytenie inflačných očakávaní, ktoré z veľkej časti ovplyvňujú zotrvačný charakter inflácie. Ekonomické subjekty sa snažia brániť svoje postavenie zabudovaním očakávanej miery inflácie do svojich kontraktov, ktorá do určitej miery odráža minulé inflačný vývoj. Ide o tzv. backward-looking charakter inflácie, ktorý sa prejavuje napríklad pri indexácii miezd podľa minuloročného vývoja inflácie. Okrem toho sa inflačné očakávania, zvlášť v prípade oficiálneho cieľovania inflácie, môžu rýchlo premietiť do úrokových sadzieb a mzdových vyjednaní a ovplyvniť správanie sa spotrebiteľov. I keď je modelovanie inflačných očakávaní často diskutabilné, základná idea je jasná – dnešné správanie sa ľudí závisí od toho, ako vnímajú budúcnosť. V modeli sme sa pokúsili ako indikátor inflačných očakávaní použiť výsledky konjunkturálnych prieskumov v priemysle, konkrétne očakávaný vývoj cien podľa podnikov reprezentujúcich všetky odvetvia priemyslu. Prieskum zverejňuje Štatistický úrad na vzorke viac ako 300 podnikov. Použitie spotrebiteľského barometra, ktorý by sa mohol zdať vhodnejším, sme zamietli pre krátkosť časového radu a často skreslené vnímanie inflácie a jej budúceho vývoja zo strany spotrebiteľov.



Zdroj: Konjunkturálny prieskum v priemysle - ŠÚ SR, MF SR

Úprava čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt

Napriek tomu, že čistá inflácia bez vplyvu cien PH už nezohľadňuje administratívne úpravy regulovaných cien, ani sezónnosti podliehajúce ceny potravín, či volatilné ceny pohonných hmôt, môže byť jej historický vývoj ešte stále do určitej miery ovplyvnený nepriaznivými zmenami týchto reprezentantov spotrebného koša domácností. Empirické výskumy už potvrdili, že niektoré regulované ceny, ako ceny energií a pohonných hmôt, môžu v prípade nepriaznivého vývoja svetových cien ropy a ropných produktov vyvolávať sekundárne efekty. Keďže ide o komodity, ktoré sú súčasťou vstupných nákladov výrobcov a dodávateľov z rôznych odvetví, môžu iniciovať rast cien ďalších obchodovateľných tovarov alebo trhových služieb.

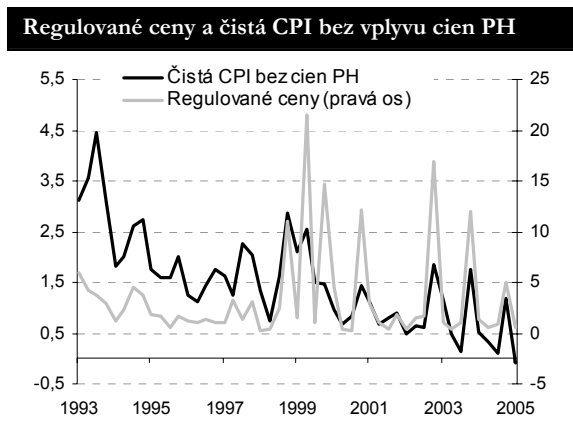
Pred samotným skúmaním dlhodobého vzťahu dopytom ťahanej inflácie môže byť užitočné zistiť existenciu a následne veľkosť týchto sekundárnych nákladových efektov. Pokúsime sa preto odhadnúť tieto efekty pomocou regresie čistej inflácie, ktorá neobsahuje ceny pohonných hmôt, na regulovaných cenách a cenách ropy vyjadrených v slovenských korunách.

V prvom prípade sme analyzovali vplyv regulovaných cien na vývoj dopytom ťahanej inflácie. Pomocou jednoduchej lineárnej regresie (metóda najmenších štvorcov - OLS) sme identifikovali sekundárne efekty regulovaných cien s nasledovnými výsledkami:

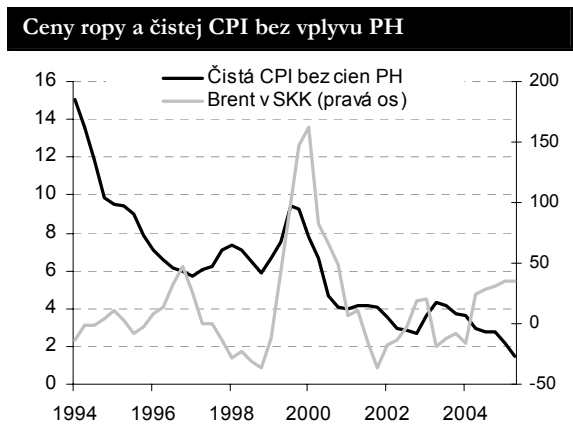
$$\Delta netfuelcpi = 0,098\Delta reg + 0,038\Delta reg(-1) \quad (6)$$

kde *netfuelcpi* označuje čistú infláciu bez cien PH a *reg* regulované ceny, pričom Δ symbolizuje diferenciu 1. rádu. Z rovnice (6) je teda zrejmé, že cca 14% sa z rastu regulovaných cien prejavuje v cenách, ktoré tvoria čistú infláciu bez cien PH, pričom 10% sa sekundárne premieta v rovnakom období (t.j. štvrtroku), kedy sa regulované ceny zvýšili a zvyšných 4% sa premieta o jeden štvrtrok neskôr.

Existenciu sekundárnych efektov naznačuje aj nasledujúci graf, kde možno spozorovať nárast čistej inflácie bez cien PH práve v čase, keď sa realizovali úpravy cien energií. Tie svojou váhou predstavujú viac ako 50% reprezentantov spotrebného koša CPI pre domácnosti, meniacich sa len po administratívnych úpravách. Nakoľko sa deregulácie cien energií realizovali najmä od roku 1999, aj sekundárne efekty boli odhadované až od tohto obdobia.



Poznámka: Medzikvartálne zmeny v %
Zdroj: ŠÚ SR, MF SR



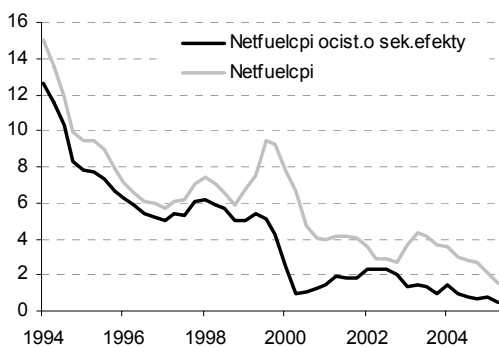
Poznámka: Medziročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

Dependent Variable: QNETFUELCPI
Sample: 1999Q1 2005Q2

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
QREG	0.098289	0.015624	6.291112	0.0000
QREG(-1)	0.038267	0.015721	2.434114	0.0231
C	0.426540	0.143591	2.970521	0.0068
R-squared	0.637800	Mean dependent var		1.041498
Adjusted R-squared	0.606304	S.D. dependent var		0.735375
S.E. of regression	0.461413	Akaike info criterion		1.399119
Sum squared resid	4.896736	Schwarz criterion		1.544284
Log likelihood	-15.18854	F-statistic		20.25040
Durbin-Watson stat	1.024249	Prob(F-statistic)		0.000008

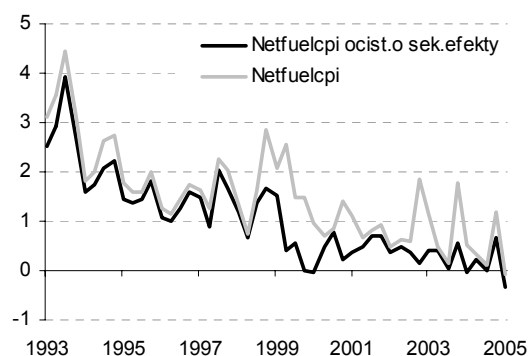
Na rozdiel od regulovaných cien, sekundárne efekty cien ropy vyjadrených v slovenských korunách sa v minulosti nedostavili. Na prvý pohľad síce možno z predchádzajúceho grafu spozorovať, najmä v rokoch 1999 a 2000, že sa ceny ropy mohli čiastočne podpísať aj pod rast ostatných cien mimo PH, avšak lineárna regresia tento predpoklad nepotvrdila. Na druhej strane koreláciu medzi čistou infláciou bez cien PH a cenami ropy môžu zvyšovať vplyvy iných faktorov, nakoľko v rovnakom období sa realizovali stabilizačné opatrenia vtedajšej hospodárskej politiky či rast konkurencie na maloobchodnom trhu pôsobením obchodných reťazcov. Preto sme indexy čistej inflácie bez vplyvu cien PH upravili už len o sekundárne efekty regulovaných cien, aby čo najlepšie vystihovali vývoj spotrebiteľských cien, ktoré môžu byť ďalej ovplyvňované len predikovateľnými trhovými faktormi.

Medziročné zmeny čistej inflácie bez vplyvu cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien



Zdroj: ŠÚ SR, MF SR

Kvartálne zmeny čistej inflácie bez vplyvu cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien



Zdroj: MF SR

Odhad dlhodobej rovnice upravenej čistej inflácie

V súlade s teóriou mark-up modelov inflácie sme doteraz identifikovali potenciálne determinanty, ktoré by mohli teoreticky vysvetľovať vstupné náklady firiem, a tým importovanú a domácu infláciu. Vytvorili sme tak prípustnú množinu makroekonomických indikátorov, ktoré by mohli vysvetľovať obidve spomínané časti dopytom ťahanej inflácie, pričom sme dôraz kládli aj na to, aby sme pri ekonometrickej analýze dospeli aj k odhadu vplyvu výmenných kurzov na rast spotrebiteľských cien. Nakoniec po tom, čo sme čistú

infláciu bez cien PH očistili aj o sekundárne efekty regulovaných cien, už môžeme pristúpiť k jej samotnej ekonometrickej analýze.

Najprv sa zameriame na odhad rovnice, ktorá by vysvetľovala rast nami upravenej čistej inflácie bez cien PH v dlhodobom horizonte, teda rovnovážnu úroveň jej rastu a potom sa pokúsime identifikovať faktory, ktoré spôsobujú krátkodobé odchýlky čistej inflácie bez cien PH od tejto rovnovážnej úrovne.

V ekonometrických analýzach sa často stretávame s nestacionaritou⁹ ekonomických veličín, preto sa pri modelovaní postupuje obvykle na princípe tzv. error-correction modelov, kedy sa pomocou VAR (Vector Auto Regression) metódy hľadá dlhodobý vzťah, presnejšie lineárna kombinácia nestacionárnych vysvetľujúcich premenných rovnakého prvého rádu integrácie, tzv. kointegračná rovnica. Avšak testovanie kointegračných rovníc tzv. Johansenovým testom kointegrácie si vyžaduje dostatočne dlhé časové rady, v opačnom prípade môžu testy kointegrácie generovať ťažko interpretovateľné výsledky. V tejto ekonomickej analýze sa pokúsime odhadnúť dlhodobú rovnicu pre čistú infláciu očistenú o ceny PH aj sekundárne efekty regulovaných cien pomocou metódy VAR aj OLS a porovnať použitie oboch metód.

Pri skúmaní rovnovážnej úrovne upravenej čistej inflácie pomocou metódy VAR na princípe error-correction sme dospeli k viacerým kointegračným rovniciam s podobnými výsledkami, t.j. odhadnutými koeficientmi vysvetľujúcich premenných, keďže sme mali k dispozícii časové rady viacerých indikátorov dovozných cien a jednotkových pracovných nákladov, ktoré sme mohli potenciálne použiť v jednotlivých regresiach. Podobné výsledky poskytla aj metóda OLS.

Z jednotlivých regresí ďalej vyplýva, že približne 60% čistej inflácie bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien vysvetľujú sezónne očistené jednotkové pracovné náklady a zvyšných 40% vysvetľujú zahraničné ceny upravené o kurzový vývoj slovenskej koruny. Dlhodobá rovnica dopytom ťahanej inflácie potom vyzerá nasledovne¹⁰:

$$\mathit{netfuelcpi} = 0,4 * \mathit{skfppi} + 0,6 * \mathit{ulcsa} \quad (7)$$

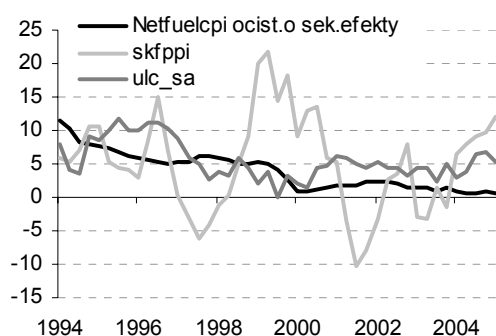
kde *netfuelcpi* označuje základný index čistej inflácie bez cien PH očistenej o sekundárne efekty regulovaných cien, *skfppi* označuje vážený priemer indexov cien priemyselných výrobcov (ďalej len PPI) v Nemecku, Česku, Taliansku, Rakúsku, Poľsku a Maďarsku upravený o index výmenného kurzu koruny voči euru a *ulcsa* reprezentuje sezónne očistené jednotkové pracovné náklady, pričom všetky premenné sú vyjadrené v prirodzených logaritmoch.

Už pred vykonaním regresných analýz nám porovnanie vývoja upravenej čistej inflácie s vývojom dovozných cien a ULC nasvedčovalo, že na dopytom ťahanej inflácii by sa mali viac podieľať domáce trhové faktory, teda ULC, čo nakoniec regresné analýzy potvrdili.

⁹ nestacionaritu na úrovniach časových radov premenných, t.j. tzv. non-stacionarity in levels

¹⁰ v rovnici podľa vzťahu (7) neuvádzame úrovňovú konštantu, ktorá vyjadruje vplyvy ostatných fixných faktorov, napr. obchodnú maržu.

Dovozné ceny a ULC

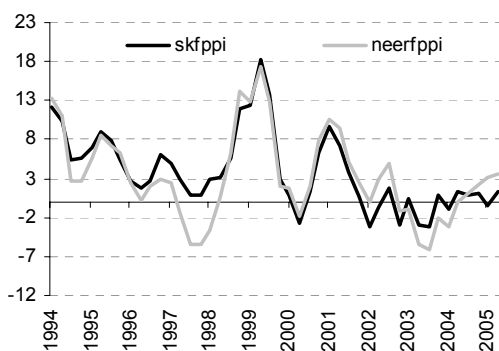


Poznámka: Medziročné zmeny v %
Zdroj: ŠÚ SR, MF SR

Nakoľko v priebehu modelovania vychádzali podobné výsledky, v dlhodobej rovnici sme akceptovali tie indikátory importovanej a domácej inflácie, ktoré sú uvedené vo vzťahu (7). Nahradenie NEER len jediným výmenným kurzom koruny voči euru pri úprave zahraničných cien (PPI) vybraných krajín neprinieslo zásadné zmeny v odhadoch koeficientov dlhodobej rovnice ani aplikovaním VAR, ani metódou OLS. Následné zameranie sa len na vplyv kurzu koruny voči euru nespôsobuje teda žiadne vážne skreslenie v konečných výsledkoch. Navyše, väčšina obchodných operácií v importoch SR sa realizuje v spoločnej európskej mene, ktorá je od roku 1999 referenčnou menou pre vývoj kurzu koruny. Z toho dôvodu sa vývoj NEER veľmi neodlišuje od vývoja len kurzu koruny voči euru.

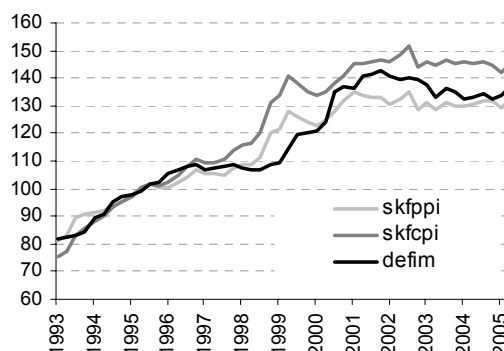
V prípade zahraničných cien sme sa priklonili k váženému priemeru PPI krajín najvýznamnejších obchodných partnerov v importoch SR, pretože sa zdá, že ceny výrobcov lepšie vystihujú importovanú infláciu¹¹.

Medziročné zmeny importovaných cien upravené o vývoj výmenného kurzu v %



Zdroj: MF SR

Importované ceny (PPI a CPI) upravené o vývoj výmenného kurzu v %



Poznámka: Indexy 1995=100
Zdroj: MF SR

V podmienkach Slovenska sa v doterajšom vývoji inflácie vyprofiloval dezinflačný trend, v dôsledku ktorého sa do určitej miery komplikuje modelovanie rovnice pre rovnovážny rast

¹¹ pravdepodobne lepšie vystihujú vstupné náklady výrobcov aj dodávateľov vo veľkoobchode, nakoľko viac ako zahraničné spotrebiteľské ceny vystihujú vývoj deflátoru importov, ktorý by síce mal reálnejšie vyjadrovať importovanú infláciu, avšak s vplyvom cien PH, a teda ropy a ropných produktov, ktorých sekundárne efekty v minulosti sa lineárnou regresiou nepotvrdili.

nami upravenej čistej inflácie, pretože jej odhady v plnej miere nespĺňajú vlastnosti, ktoré by na princípe error-correction mali spĺňať. Prvoradou vlastnosťou, resp. podmienkou štandardných error-correction modelov je stacionarita reziduí modelovanej premennej v dlhodobom horizonte. S plnením tejto podmienky nevznikali komplikácie ani pri regresiach podľa VAR ani OLS. Vážnejší problém predstavoval priebeh reziduí dopytom ťahanej inflácie, ktoré generovali odhady dlhodobej rovnice prostredníctvom OLS a taktiež kointegračnej rovnice z VAR analýzy. Priebeh takto namodelovaných reziduí odzrkadľoval klesajúci trend vo vývoji dopytom ťahanej inflácie. Prítomnosť tohto trendu v reziduách je zdôvodniteľný, nakoľko dezinflačný vývoj je príznačný práve pre obdobie transformácie trhovej ekonomiky z centrálne plánovanej s pomerne krátkou históriou, kedy prechádza značnou liberalizáciou regulovaných cien, rozširovaním konkurenčného prostredia a ďalšími dôležitými štrukturálnymi zmenami. Otázkou zostáva, či tento trend možno zachytiť pomocou ďalšej vhodnej premennej s výnimkou vlastného trendu v čase¹². Výsledky modelovania rovnovážnej dopytom ťahanej inflácie s časovým trendom prostredníctvom OLS zobrazuje nasledujúca tabuľka a grafy.

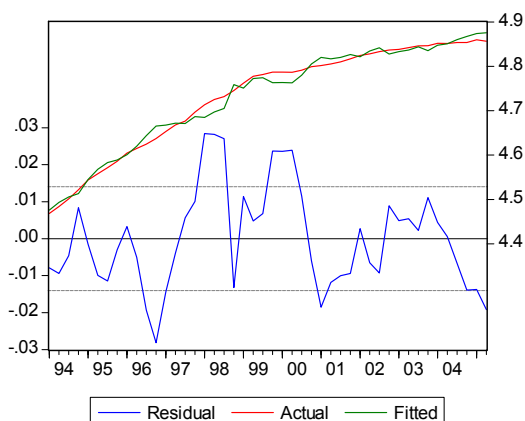
Dependent Variable: LOGNETFUELCPI

Sample: 1994Q1 2005Q2

LOGNETFUELCPI=C(1)+C(2)*LOGSKFPPI+(1-C(2))*LOGULCSA+C(3)*@TREND

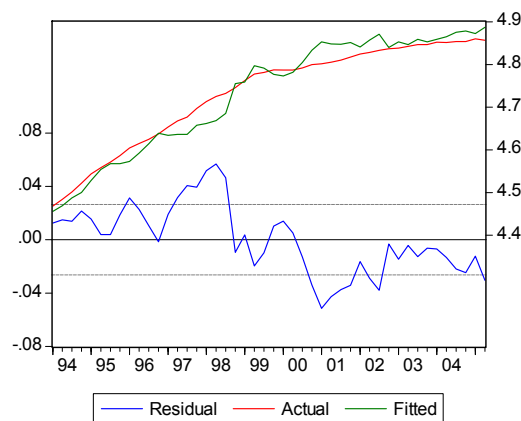
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.021182	0.191436	10.55799	0.0000
C(2)	0.441256	0.041765	10.56532	0.0000
C(3)	-0.002234	0.000211	-10.56283	0.0000
R-squared	0.986563	Mean dependent var		4.731673
Adjusted R-squared	0.985938	S.D. dependent var		0.118499
S.E. of regression	0.014052	Akaike info criterion		-5.629139
Sum squared resid	0.008490	Schwarz criterion		-5.509880
Log likelihood	132.4702	Durbin-Watson stat		0.668090

Reziduá z dlhodobej rovnice s čas.trendom



Zdroj: MF SR

Reziduá z dlhodobej rovnice bez čas.trendu



Zdroj: MF SR

¹² Vlastný trend v čase znamená lineárny trend modelovanej inflácie v závislosti od času.

Následne, pomocou VAR analýzy sme odhadli niekoľko kointegračných rovníc s takými koeficientmi dovozných cien a ULC, ktoré vyhovujú nášmu predpokladu, že ULC by mali prispievať k čistej inflácii bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien vo väčšom rozsahu ako dovozné ceny. V súlade s týmto predpokladom bolo potrebné prostredníctvom VAR, ale aj OLS, analyzovať vývoj upravenej čistej inflácie s podmienkou, že súčet koeficientov vysvetľujúcich premenných (dovozných cien a ULC) sa rovná 1,0. Platnosť tejto reštrikcie, resp. jej prijatie si následne vyžiadalo jej testovanie pomocou tzv. LR testu. Splnením všetkých týchto predpokladov sme sa dopracovali k výsledkom, ktoré možno na hladine významnosti 10% akceptovať¹³.

Vector Error Correction Estimates		Error Correction:	D(LOGNETFUELCPI)	D(LOGSKFPPI)	D(LOGULCSA)
Sample: 1994Q1 2005Q2		CointEq1	-0.096690 (0.04348)	0.625183 (0.24045)	-0.032337 (0.15998)
Included observations: 46			[-2.22380]	[2.60003]	[-0.20213]
Standard errors in () & t-statistics in []					
		D(LOGNETFUELCPI (-1))	0.157644 (0.12046)	0.394038 (0.66615)	-0.821870 (0.44321)
Cointegration Restrictions:			[1.30873]	[0.59152]	[-1.85436]
B(1,1)=1					
B(1,2)+B(1,3)=-1		D(LOGSKFPPI(-1))	0.030632 (0.02704)	0.043470 (0.14952)	0.006461 (0.09948)
Restrictions identify all cointegrat. vectors			[1.13295]	[0.29072]	[0.06495]
LR test for binding restrictions (rank = 1):		D(LOGULCSA(-1))	-0.093550 (0.04684)	0.270640 (0.25902)	-0.245891 (0.17233)
Chi-square(1)	0.103993		[-1.99735]	[1.04487]	[-1.42683]
Probability	0.747089				
		C	0.023945 (0.00498)	-0.034095 (0.02753)	0.043342 (0.01832)
Cointegrating Eq:	CointEq1		[4.80939]	[-1.23828]	[2.36590]
LOGNETFUELCPI(-1)	1.000000	@TREND	-0.000584 (0.00014)	0.001301 (0.00078)	-0.000719 (0.00052)
			[-4.13671]	[1.66533]	[-1.38377]
LOGSKFPPI(-1)	-0.380978	R-squared	0.776511	0.196290	0.165554
	(0.06648)	Adj. R-squared	0.748575	0.095826	0.061249
	[-5.73037]	Sum sq. resids	0.000504	0.015420	0.006826
		S.E. equation	0.003550	0.019634	0.013063
		F-statistic	27.79593	1.953842	1.587203
LOGULCSA(-1)	-0.619022	Log likelihood	197.4159	118.7454	137.4888
	(0.06648)	Akaike AIC	-8.322429	-4.901972	-5.716904
	[-9.31085]	Schwarz SC	-8.083910	-4.663454	-5.478386
		Mean dependent	0.009020	0.008263	0.012885
		S.D. dependent	0.007081	0.020649	0.013483
		Determinant Residual Covariance		7.59E-13	
		Log Likelihood		455.6793	
		Log Likelihood (d.f. adjusted)		446.0357	
		Akaike Information Criteria		-18.47981	
		Schwarz Criteria		-17.64500	
C	-1.682414				

S viac ako 60% pravdepodobnosťou platnosti reštrikcie súčtu koeficientov dovozných cien a ULC sme odhadli kointegračnú rovnicu podľa vzťahu (7) s tým, že na princípe error-correction sa čistá inflácia očistená o ceny PH aj sekundárne efekty regulovaných cien vráti do rovnovážneho stavu do troch rokov. Avšak tieto výsledky platia len v prípade ďalších predpokladov, a to, že časový rad môže vykazovať lineárny trend, ktorý nefiguruje v dlhodobej kointegračnej rovnici, ale len ako exogénna premenná v krátkodobej rovnici v procese VAR analýzy. Reziduá z takto odhadnutej dlhodobej kointegračnej rovnice sú síce

¹³ ADF test čistej inflácie bez cien PH aj bez sekundárnych efektov regulovaných cien indikuje prítomnosť dvoch unit roots na hladine významnosti menej ako 10% so začlenením konštanty do testovanej regresnej rovnice, teda nestacionaritu aj na úrovniach prvých diferencií časového radu, tzv. 'non-stacionarity in levels and first differences', čo značí, že modelovaná inflácia môže byť druhého rádu integrácie, tzv. I(2). Unit root testy bez konštanty naznačujú, že modelovaná inflácia je skôr I(1) so štruktúrnymi zmenami, než I(2).

stacionárne, ale stále nevykazujú priebeh štandardný pre ideálne fungovanie error-correction modelu.

Tak ako OLS regresia, aj VAR analýza indikovala, že v dlhodobom horizonte sa čistá inflácia bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien stále spomaľuje, pričom tento dezinflačný trend úplne nevysvetľujú ani ULC, ani zahraničné ceny, dokonca ani vývoj výmenného kurzu koruny. Preto sme ďalej pozornosť upriamili na ďalšie indikátory, ktoré by teoreticky mohli zachytiť zostávajúcu nevysvetlenú časť dlhodobo klesajúcej inflácie.

Vzhľadom na to, že z VAR analýzy vyplýva ešte veľmi malá, ale významná nevysvetlená časť modelovanej inflácie, možno predpokladať, že v používaných indikátoroch dovozných cien a ULC môže chýbať časť vstupných nákladov firiem. V súvislosti s 'dovozom' inflácie z krajín významne zastúpených v importoch SR s tým možno ťažko súhlasiť, pretože v analýzach sme vyskúšali už aj iné, komplexnejšie indikátory, ako napr. deflátor importov či indexy dovozných cien evidované a zverejňované ŠÚ SR, ktoré neposkytovali dobre interpretovateľné výsledky. Do úvahy ešte prichádzajú ULC, ktoré predstavujú len mzdovú nákladovosť na jednotku vyprodukovaného outputu (teda reálneho HDP), a tak dôkladne nevystihujú celkové pracovné náklady. Riešením tohto problému by teda mohli byť celkové príjmy zamestnancov (tzv. total compensations), no ani OLS regresie, ani VAR s touto vysvetľujúcou premennou neprinesli interpretovateľné koeficienty. Zostávalo teda hľadať novú exogénnu premennú, ktorá by nahradila lineárny trend modelovanej inflácie.

Vector Error Correction Estimates		Error Correction:			
Date: 07/24/05 Time: 22:02		D(LOGNETFUELCPI)	D(LOGSKFPPI)	D(LOGULC SA)	
Sample: 1994:1 2005:2					
Included observations: 46					
Standard errors in () & t-statistics in []					
Cointegration Restrictions:					
B(1,1)=1		D(LOGNETFUELCPI(-	0.157644	0.394038	-0.821870
B(1,2)+B(1,3)=-1		1))	(0.12046)	(0.66615)	(0.44321)
Convergence achieved after 7 iterations.			[1.30873]	[0.59152]	[-1.85436]
Restrictions identify all cointeg. vectors					
LR test for binding restrictions (rank = 1):		D(LOGSKFPPI(-1))	0.030632	0.043470	0.006461
Chi-square(1)			(0.02704)	(0.14952)	(0.09948)
Probability			[1.13295]	[0.29072]	[0.06495]
Cointegrating Eq:					
LOGNETFUELCPI(-1)	1.000000	D(LOGULCSA(-1))	-0.093550	0.270640	-0.245891
LOGSKFPPI(-1)	-0.380978		(0.04684)	(0.25902)	(0.17233)
	(0.06648)		[-1.99735]	[1.04487]	[-1.42683]
	[-5.73037]	C	-0.022817	0.070013	-0.014214
LOGULCSA(-1)	-0.619022		(0.00653)	(0.03614)	(0.02404)
	(0.06648)		[-3.49182]	[1.93743]	[-0.59118]
	[-9.31085]	KONPRC_LT	0.000873	-0.001943	0.001074
C	-1.682414		(0.00021)	(0.00117)	(0.00078)
			[4.13671]	[-1.66533]	[1.38377]
		R-squared	0.776511	0.196290	0.165554
		Adj. R-squared	0.748575	0.095826	0.061249
		Sum sq. resids	0.000504	0.015420	0.006826
		S.E. equation	0.003550	0.019634	0.013063
		F-statistic	27.79593	1.953842	1.587203
		Log likelihood	197.4159	118.7454	137.4888
		Akaike AIC	-8.322429	-4.901972	-5.716904
		Schwarz SC	-8.083910	-4.663454	-5.478386
		Mean dependent	0.009020	0.008263	0.012885
		S.D. dependent	0.007081	0.020649	0.013483
		Determinant Residual Covariance		7.59E-13	
		Log Likelihood		455.6793	
		Log Likelihood (d.f. adjusted)		446.0357	
		Akaike Information Criteria		-18.47981	
		Schwarz Criteria		-17.64500	

Do úvahy teoreticky prichádzajú inflačné očakávania, ktoré by mohli vysvetliť zvyšnú časť modelovanej dopytom ťahanej inflácie. Najlepšie by tieto očakávania mohli reprezentovať indikátory z dlhopisového trhu. Nakoľko historické časové rady výnosov do splatnosti vládnych dlhopisov s dlhšími dobami do splatnosti sú pomerne krátke, najdlhší časový rad sa podarilo zostaviť z výnosov 2-ročných dlhopisov denominovaných v slovenských korunách. Napriek tomu, ani pomocou týchto výnosov sa nepodarilo nahradiť zostávajúci lineárny trend. Následne sme sa pokúsili otestovať vplyv niektorého z indikátorov konjunkturálnych prieskumov na vývoj modelovanej inflácie. Jedine indikátor prieskumov očakávaní v podnikateľskom sektore, presnejšie prostredníctvom jeho lineárneho trendu (*konprc_lt*) sa podarilo zachytiť zostávajúce exogénne vplyvy na infláciu. Výsledky VAR i OLS analýzy potom vychádzali podobne ako v prípade lineárneho trendu modelovanej inflácie.

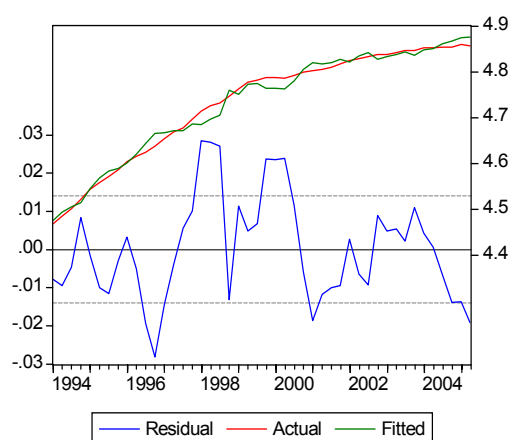
Reziduá z dlhodobej rovnice s inflačnými očak.

Dependent Variable: LOGNETFUELCP
Sample: 1994:1 2005:2

$$\text{LOGNETFUELCP} = C(1) + C(2) * \text{LOGSKFPPI} + (1 - C(2)) * \text{LOGULCSA} + C(3) * \text{KONPRC_LT}$$

	Coeff.	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	1.8424	0.20298	9.0766	0.0000
C(2)	0.4412	0.04176	10.5653	0.0000
C(3)	0.0033	0.00031	10.5628	0.0000

R-squared	0.9865	Mean dependent var	4.7316
Adjusted R-squared	0.9859	S.D. dependent var	0.1184
S.E. of regression	0.0140	Akaike info criterion	-5.6291
Sum squared resid	0.0084	Schwarz criterion	-5.5098
Log likelihood	132.47	Durbin-Watson stat	0.6680



Zdroj: MF SR

Výsledná dlhodobá rovnica nami upravenej čistej inflácie má teda podľa OLS podobu:

$$\ln(\text{netfuelcpi}) = 1,8424 + 0,4412 * \ln(\text{skfppi}) + 0,5588 * \ln(\text{ulcsa}) + 0,0033 * \text{konprc_lt} \quad (8)$$

Odhad krátkodobej rovnice upravenej čistej inflácie

V predchádzajúcej časti ekonomickej analýzy sme sa venovali modelovaniu dlhodobej rovnice čistej inflácie bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien na základe teórie mark-up modelov s fixnou mierou obchodnej marže. Dospeli sme k záveru, že na dlhodobom vývoji modelovanej inflácie sa približne 60% podieľajú ULC a 40% dovozné ceny. Teraz sa pokúsime identifikovať faktory, ktoré spôsobujú krátkodobé odchýlky upravenej čistej inflácie od jej rovnovážnej úrovne na princípe error-correction modelov.

Analýzou krátkodobej rovnice sme definitívne dospeli k záveru, že modelovanie inflácie v podmienkach SR je neštandardné. Svedčia o tom prvé diferencie čistej inflácie bez PH, ktoré môžu byť stacionárne, avšak len v špecifickom prípade testovania na hladine významnosti 10% alebo bez akýchkoľvek exogénnych vplyvov¹⁴. Napriek tomu sme sa

¹⁴ Bez konštanty a deterministického trendu v regresnej rovnici unit root tesu.

dopracovali k nasledovnej dynamickej rovnici, ktorá je aspoň do určitej miery dobre interpretovateľná a vykazuje akceptovateľné štatistické vlastnosti.

$$\Delta netfuelcpi = 0,16 + 0,21\Delta netfuelcpi(-1) + 0,36\Delta netfuelcpi(-4) + 0,04\Delta skfpipi - 0,12\Delta ulcsa(-1) + 0,06\Delta ulcsa(-4) + 0,0006konprc_lt - 0,11 [netfuelcpi(-1) - 0,37 skfpipi(-1) - 0,63ulcsa(-1)] \quad (9)$$

kde *netfuelcpi* označuje čistú infláciu bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien, *ulcsa* predstavuje sezónne očistené ULC, *skfpipi* zastupuje indexy dovozných cien podľa PPI 6 spomínaných krajín upravené kurzom koruny voči euru a *konprc_lt* symbolizuje lineárny trend inflačných očakávaní z konjunkturálnych prieskumov priemyselných podnikov, pričom všetky premenné sú vyjadrené v prirodzených logaritmoch, Δ označujú prvé diferencie a číselné označenie v zátvorkách v názve premenných symbolizuje oneskorené členy (lagy).

Z dynamickej rovnice (9) vyplýva, že podľa princípu error-correction modelov sa čistá inflácia bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien dostane späť do svojho ekvilibria do troch rokov po cenovom šoku¹⁵, čo naznačovali aj VAR analýzy predchádzajúcej dlhodobej rovnice. Nakoľko sa nepodarilo úplne vysvetliť rovnovážnu dopytom ťahanú infláciu pomocou ULC a dovozných cien, bolo potrebné uvažovať s trendom inflačných očakávaní podnikov ako s exogénnou premennou. Aby dynamický model vysvetľoval modelovanú infláciu podľa error-correction princípu, bolo nutné zahrnúť trend inflačných očakávaní aj do krátkodobej rovnice, inak by kointegračný vzťah nebol signifikantný.

Dependent Variable: D(LOGNETFUELCPI)

Sample: 1995:1 2005:2

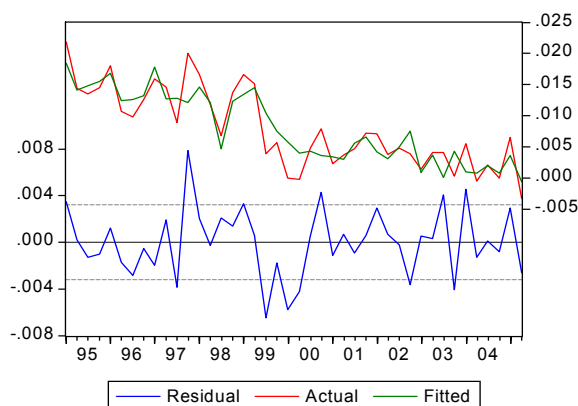
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.161427	0.067789	2.381320	0.0230
D(LOGNETFUELCPI(-1))	0.213205	0.134237	1.588271	0.1215
D(LOGNETFUELCPI(-4))	0.363439	0.133305	2.726368	0.0101
D(LOGFPPI(-1))-D(LOGSKKEUR(-1))	0.042863	0.026172	1.637729	0.1107
D(LOGULCSA(-1))	-0.123817	0.048401	-2.558128	0.0152
D(LOGULCSA(-4))	0.059095	0.042585	1.387693	0.1743
KONPRC_LT	0.000631	0.000228	2.763675	0.0092
LOGNETFUELCPI(-1) 0.37*LOGSKFPPI(-1)-0.63*LOGULCSA(-1)	-0.110584	0.045083	-2.452900	0.0195
R-squared	0.787465	Mean dependent var		0.007973
Adjusted R-squared	0.743707	S.D. dependent var		0.006360
S.E. of regression	0.003220	Akaike info criterion		-8.469397
Sum squared resid	0.000352	Schwarz criterion		-8.138413
Log likelihood	185.8573	F-statistic		17.99620
Durbin-Watson stat	2.066777	Prob(F-statistic)		0.000000

Z rovnice (9) vyplývajú ďalšie zaujímavé výsledky. OLS regresie indikujú, že zmeny čistej inflácie bez cien PH a sekundárnych efektov regulovaných cien v čase t najviac závisia od jej vývoja v minulých obdobiach. Podľa odhadnutej rovnice (9) viac ako 20% zmeny upravenej

¹⁵ Veľkosť a znamienko posledného koeficientu v tabuľke, ktorý prislúcha kointegračnej rovnici modelovanej inflácie, dokazuje, že približne 10% predchádzajúceho cenového šoku sa skoriguje počas nasledujúceho štvrtroka.

čistej inflácie v čase (t-1) oproti predchádzajúcemu obdobiu (štvrtroku) a viac ako 30% zmeny v čase (t-4).

Reziduá z krátkodobej rovnice



Zdroj: MF SR

Okrem toho, má na dynamiku dopytom ťahanej inflácie menší vplyv zmena indexu dovozných cien v Nemecku, Českej republike, Taliansku, Rakúsku, Poľsku a Maďarsku a kurzu koruny voči euru v predchádzajúcom štvrtroku.

V krátkodobom horizonte môže modelovanú infláciu odchyliť od jej rovnovážnej úrovne aj vývoj ULC. Dynamický error-correction model však nenaznačuje, že by ULC mali významnejšie vplyvať na dopytom ťahanú infláciu, čo pravdepodobne najlepšie vysvetľuje problémy pri modelovaní vývoja čistej inflácie ovplyvneného viacerými štrukturálnymi zmenami, v dôsledku ktorých sa mohla v minulosti samotná obchodná marža meniť. Potom by sa prípadné zmeny obchodnej marže mohli podieľať na dezinflačnom trende spotrebiteľských cien.

Jednou z možností vysvetlenia týchto zmien sú tzv. state-space modely, pri ktorých by sme modelovali ďalšiu nepozorovateľnú veličinu, teda obchodnú maržu. Ďalšie modelovanie týmto spôsobom však prinieslo ešte menej spoľahlivé výsledky, a to pravdepodobne v dôsledku prítomnosti ďalších štrukturálnych zmien. Pomocou state-space modelu sa nepodarilo vysvetliť dynamické zmeny modelovanej inflácie pomocou dodatočnej premennej - obchodnej marže.

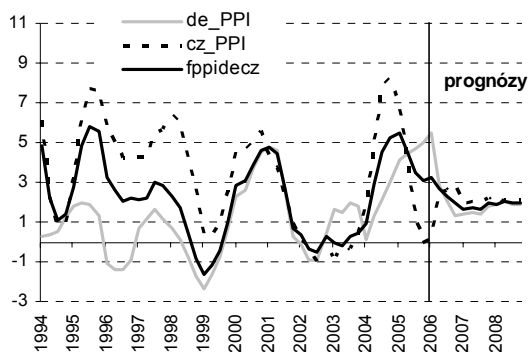
Prognóza inflácie prostredníctvom VECM modelu

Za cieľ ekonomickej analýzy sme si stanovili nie len samotnú tvorbu modelu dopytom ťahanej inflácie, ale aj jeho prínos pri prognózovaní modelovanej inflácie do budúcnosti. Napriek tomu, že dlhodobá i krátkodobá rovnica nevykazuje ideálne vlastnosti štandardných error-correction modelov, sme na základe odhadov vysvetľujúcich premenných prognózovali vývoj čistej inflácie bez cien PH do konca roku 2008.

Pri odhadoch vývoja dovozných cien sme sa zamerali len na PPI Nemecka a Českej republiky, 2 krajín s najväčším podielom v importoch SR. Pritom odhady sme prevzali z REUTERS POLL prieskumov dlhodobých prognóz analytikov bánk a výskumných inštitúcií z úvodu roka 2006. Budúci vývoj výmenného kurzu koruny voči euru a ULC vychádza z prognóz MF SR.

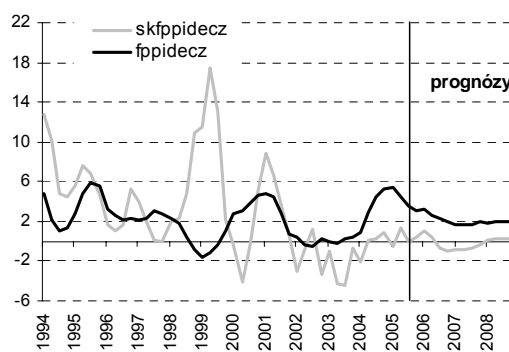
Aby sme mohli k modelovanej inflácii prirátať sekundárne efekty regulovaných cien, museli sme odhadnúť budúce zmeny regulovaných cien. Pritom sme vychádzali z predpokladov MF SR o vývoji cien ropy a kurzu koruny voči americkému doláru a celkovej inflácie, nakoľko ceny energií s viac ako 50%-ným podielom vo všetkých regulovaných cenách závisia prevažne na vývoji cien ropy a ropných produktov v korunách a inflácie v predchádzajúcom roku.

Zahraničné ceny (PPI) Nemecka a Českej republiky



Poznámka: Medziročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

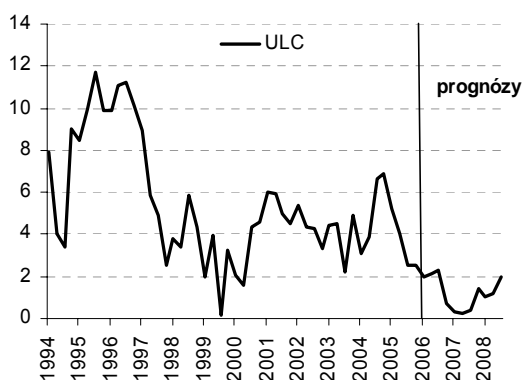
Zahraničné ceny s ohľadom na vývoj SKK/EUR



Poznámka: Medziročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

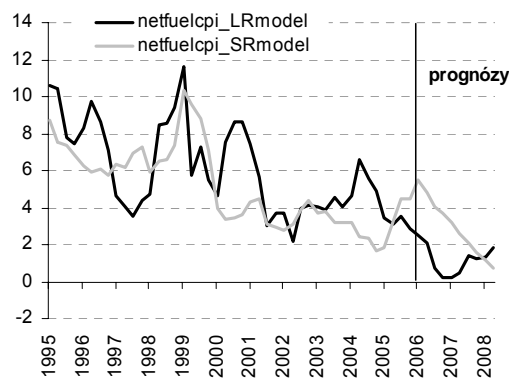
V prípade zahraničných cien sa očakáva, že ceny v Nemecku a Českej republike budú rásť v ďalších rokoch nižším tempom a keďže sa podľa modelu premietajú v čistej inflácii bez cien PH rýchlejšie ako ULC, mali by dynamiku inflácie čiastočne tmiť. Tento efekt by mal ešte zosilniť očakávaný vývoj koruny, ktorá by mala pokračovať v apreciačnom trende.

Prognóza vývoja ULC



Poznámka: Medziročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

Čistá inflácia bez cien PH

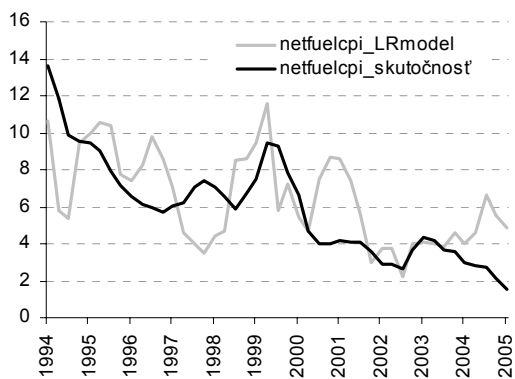


Poznámka: Medziročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

Na základe odhadnutých vysvetľujúcich premenných sme dospeli k záveru, že posledný vývoj ULC môže znamenať v nasledujúcich rokoch riziko zrýchlenia tempa rastu tzv. dopytom ťahanej inflácie, samozrejme za predpokladu, že sa nepristúpi k reštriktívnejšej menovej politike s akou MF SR počíta v aktuálnych prognózach. Podľa výsledkov modelu sa **budúci vývoj dopytom ťahanej inflácie (z krátkodobého vzťahu) v najbližšom období bude nachádzať nad jej rovnovážnou (dlhodobou) úrovňou**¹⁶.

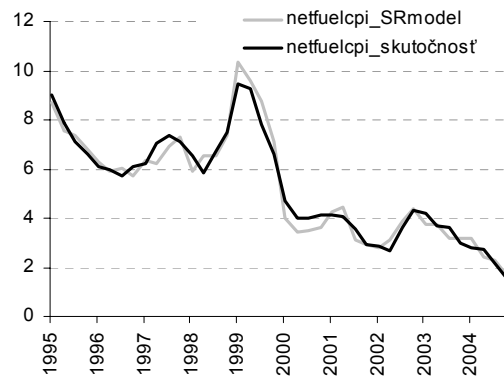
¹⁶ Inflácia modelovaná pomocou dlhodobej rovnice je označená ako *netfuelcpi_LRmodel* a pomocou krátkodobej rovnice ako *netfuelcpi_SRmodel*

Porovnanie dlhodobého modelu so skutočnosťou



Poznámka: Medzročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

Porovnanie krátkodobého modelu so skutočnosťou



Poznámka: Medzročné zmeny v %
Zdroj: MF SR

Napriek tomu, že sa v budúcnosti očakáva spomaľovanie dynamiky rastu ULC, je dnes ich vplyv na infláciu prorastový, nakoľko sa ich vývoj do čistej inflácie bez cien PH prenáša s oneskorením. I keď je skutočný vplyv ULC na infláciu (ako to už pri podobných modeloch býva vzhľadom na niektoré vlastnosti modelu) ťažšie exaktne kvantifikovateľný, v každom prípade teoreticky možno očakávať, že ULC sa s väčším, či menším oneskorením premietnu v raste spotrebiteľských cien, preto celá filozofia v pozadí výsledkov modelu určite nie je nereálna. V tejto súvislosti, v snahe plniť Maastrichtské inflačné kritérium v roku 2007 s ambíciou SR prijať spoločnú európsku menu začiatkom roka 2009 je nevyhnutné pozorne sledovať mzdovú politiku a inflačné očakávania a prípadne reagovať na vážne riziká neprímeraného vývoja miezd. Cenovú stabilitu by mohla navyše podporiť väčšia flexibilita a mobilita trhu práce.

Záver

Ekonometrickými analýzami sme sa dopracovali k mark-up modelu, pomocou ktorého možno identifikovať determinanty inflačného vývoja v minulosti, tak ako sme si ich rozlíšili na domáce a vonkajšie. Presvedčili sme sa, že úroveň čistej inflácie bez vplyvu cien pohonných hmôt a sekundárnych efektov regulovaných cien v dlhodobom horizonte determinujú jednotkové pracovné náklady (tzv. ULC) a výrobné, príp. veľkoobchodné ceny v zahraničí, pričom približne 60% vysvetľujú jednotkové pracovné náklady a 40% dovozné ceny, ktoré najlepšie vystihujú ceny priemyselných výrobcov v krajinách najvýznamnejších v dovoze SR.

Z ekonometrického hľadiska má prezentovaný vector-error correction model viaceré úskalia, ktoré vychádzajú z historického vývoja inflácie v SR. Vzhľadom na pomerne krátku históriu ekonomiky a štrukturálne zmeny, ktorými od svojho začiatku prešla, sú výsledky modelu aspoň do určitej miery akceptovateľné, a pre indikatívne účely aj použiteľné. Zásadným problémom modelovania inflácie je skutočnosť, že spotrebiteľská inflácia v podmienkach SR zatiaľ nevykázala ani jeden ekonomický cyklus, nakoľko pôsobením viacerých štrukturálnych zmien sa v jej doterajšej histórii vyprofiloval dezinflačný trend, ktorý stále prebieha. Týmto charakterom sa komplikuje použitie štandardných ekonometrických metód, napr. tzv. vector error-correction regresíí. Štatistické vlastnosti takýchto modelov potom nie sú ideálne, v dôsledku čoho takéto modely nemožno s úplnou vierohodnosťou akceptovať.

Prostredníctvom inflačných očakávaní v podnikateľskom sektore sme sa snažili vylepšiť práve štatistické vlastnosti modelu, čo sa však podarilo len do určitej miery pomocou

lineárneho trendu indikátora konjunkturálnych prieskumov v priemysle. Takto zachytené inflačné očakávania ale nedokázali dodatočne vysvetliť zostávajúcu časť spomaľujúcej inflácie, teda jej klesajúceho trendu.

Nielen odhady dlhodobej úrovne inflácie vykazujú isté nedostatky, ale aj modelovanie dynamických zmien v krátkodobom horizonte je zložité, s výsledkami, ktoré sú v tomto prípade mimoriadne zaujímavé aj z hľadiska ekonomickej teórie. Uvedené analýzy dokazujú, že krátkodobé odchýlky od dlhodobej úrovne vyplývajú hlavne zo zotrvačnosti, ktorá je výraznejšie vo vývoji inflácie prítomná. Z modelu ďalej vyplýva, že vývoj výmenného kurzu sa podieľa z krátkodobého hľadiska na inflačnom vývoji nepatrne, čo je zaiste opäť dané charakteristickým inflačným vývojom v dávnejšej minulosti. Podobne to platí aj pri jednotkových pracovných nákladoch, ktoré však kvôli fungovaniu error-correction princípu musia figurovať v krátkodobej rovnici inflácie.

Mark-up model inflácie, ku ktorému sme sa nakoniec dopracovali, má teda pri detailných analýzach a prognózach inflácie len obmedzené použitie v praxi, napriek tomu však môže napomôcť pri skúmaní ekonomických väzieb týkajúcich sa inflácie a jej vývoja. Navyiac, tento materiál poskytuje užitočný pohľad na aktuálne možnosti modelovania inflácie ekonometrickými metódami, špeciálne na základe vector error-correction regresíí. Cieľ, ktorý sme si vytýčili v úvode práce sme tak naplnili, no možnosti skúmania modelov pre infláciu v podmienkach SR zostávajú otvorené a preto budú predmetom našich ďalších analýz v budúcnosti.

Zoznam použitých skratiek

corecpi	jadrová inflácia (celková inflácia očistená o vplyv administratívnych zásahov)
cpi	celková inflácia
defim	deflátor importov v SR
fcpi	vážený priemer indexov indexov spotrebiteľských cien 6 krajín najvýznamnejších obchodných partnerov SR (Nemecko, Česko, Rakúsko, Taliansko, Maďarsko a Poľsko); ako váhy vystupujú podiely dovozov SR z týchto jednotlivých krajín na celkovom dovoze SR
fcpi_o	vážený priemer indexov spotrebiteľských cien 6 krajín najvýznamnejších obchodných partnerov SR (Nemecko, Česko, Rakúsko, Taliansko, Maďarsko a Poľsko) + Rusko (cena ropy BRENT v USD); ako váhy vystupujú podiely dovozov SR z týchto jednotlivých krajín na celkovom dovoze SR
fppi	vážený priemer indexov cien priemyselných výrobcov 6 krajín najvýznamnejších obchodných partnerov SR (Nemecko, Česko, Rakúsko, Taliansko, Maďarsko a Poľsko); ako váhy vystupujú podiely dovozov SR z týchto jednotlivých krajín na celkovom dovoze SR
fppidecz	vážený priemer indexov cien priemyselných výrobcov Nemecka a Česka; ako váhy vystupujú podiely dovozov SR z týchto jednotlivých krajín na celkovom dovoze SR
fppi_o	vážený priemer indexov cien priemyselných výrobcov 6 krajín najvýznamnejších obchodných partnerov SR (Nemecko, Česko, Rakúsko, Taliansko, Maďarsko a Poľsko) + Rusko (cena ropy BRENT v USD); ako váhy vystupujú podiely dovozov SR z týchto jednotlivých krajín na celkovom dovoze SR
impp	indexy dovozných cien SR (unit values) podľa ŠÚ SR očistené o dovozné ceny nerastných palív
impp_o	indexy dovozných cien SR (unit values) podľa ŠÚ SR
konprc_lt	lineárny trend konprc
konprc	očakávané ceny v priemysle podľa konjunkturálneho prieskumu podľa ŠÚ SR
neer	nominálny efektívny výmenný kurz (6 krajín Nemecko, Česko, Rakúsko, Taliansko, Maďarsko a Poľsko)
neerfcpi	fcpi upravené o nominálny efektívny výmenný kurz (fcpi/neer)
neerfcpi_o	fcpi_o upravené o nominálny efektívny výmenný kurz (fcpi_o/neer)
neerfppi	fppi upravené o nominálny efektívny výmenný kurz (fppi/neer)
neerfppi_o	fppi_o upravené o nominálny efektívny výmenný kurz (fppi_o/neer)
netcpi	čistá inflácia (celková inflácia očistená o vplyv administratívnych zásahov a ceny potravín)
netfuelcpi	modelovaná inflácia (inflácia očistená o administratívne zásahy, úpravy regulovaných cien, sezónnosti podliehajúce ceny potravín a ceny pohonných hmôt)
nulca	nominálne jednotkové náklady práce (náklady na zamestnanca x počet zamestnancov) / nominálny HDP; sezónne očistené
reg	regulované ceny
rulcsa	reálne jednotkové náklady práce (reálne náklady na zamestnanca x počet zamestnancov) / reálny HDP; sezónne očistené
skfcpi	fcpi upravené o vývoj výmenného kurzu EUR SKK (fcpi/sk)
skfppi	fppi upravené o vývoj výmenného kurzu EURSKK (fppi/sk)
tulcsa	celkové kompenzácie zamestnancov (mzdy + odvody a odmeny) / reálny HDP; sezónne očistené
ulc	jednotkové náklady práce (náklady na zamestnanca x počet zamestnancov) / reálny HDP
ulcsa	jednotkové náklady práce; sezónne očistené

Zoznam použitej literatúry

1. Bowdler CH., Jansen E. S., *"A markup model of inflation for the Euroarea"*, ECB Working paper series No. 306/February 2004,
2. Frensch R., *"Persistent inflation during transition: The Czech and Slovak case"*, Osteuropa-Institut München, Department of Economics, January 1997,
3. Gollinely R., Orsi R., *"Modelling inflation in Accession countries. The case of the Czech Republic, Hungary and Poland"*, Eyoneplus Working paper No. 9, August 2002,
4. Kuijs L., *"Monetary policy transmission mechanisms and inflation in the Slovak Republic"*, IMF Working paper WP/02/80, European department, May 2002,
5. Lipská E., Vlnková M., Macková I., *"Jednotkové náklady práce"*, BIATEC, ročník 13, 1/2005
Národná Banka Slovenska,
6. Marcinčin A a kol., *"Hospodárska politika na Slovensku 200-2001"*, Slovenská spoločnosť pre zahraničnú politiku, 2002, ISBN 80-968155-8-X,
7. MF SR, *"Hospodársky vývoj SR v rokoch 1993 – 2003"*, Ministerstvo financií SR, Bratislava
November 2004