

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE



DIPLOMOVÁ PRÁCA

Bratislava 2005

Katarína Mišútová

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY
UNIVERZITY KOMENSKÉHO V BRATISLAVE

Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

JEDNODUCHÉ MODELY INFLÁCIE NA SLOVENSKU

Diplomová práca

Diplomant: Katarína Mišútová

Vedúci diplomovej práce: RNDr. František Hajnovič

Bratislava 2005

Vyhlasujem, že som diplomovú prácu vypracovala samostatne, s použitím uvedenej literatúry.

V Bratislave 25.4.2005

Touto cestou veľmi pekne ďakujem vedúcemu diplomovej práce, RNDr. Františkovi Hajnovičovi, za odborné vedenie, cenné rady a ochotu venovať mi čas pri písaní tejto práce.

OBSAH

ÚVOD	6
1. TEÓRIE O PRÍČINÁCH VZNIKU INFLÁCIE	7
1.1 Dopytom ťahaná inflácia	7
1.2 Nákladmi tlačaná inflácia	10
1.3 Kvantitatívna teória peňazí	12
1.4 Phillipsova krivka	13
1.5 Cenové očakávania a inflácia	14
1.6 Mzdovo – cenová špirála	14
2. DRUHY INFLÁCIE A SPOSÔBY ICH MERANIA	15
2.1 Inflácia spotrebiteľských cien a jadrová inflácia	15
2.2 Inflácia cien priemyselných výrobcov	17
2.3 Inflácia cien HDP	18
2.4 Chyby meraní	18
3. VÝVOJ INFLÁCIE NA SLOVENSKU V ROKOCH 1993-2004	20
4. ZÁKLADNÉ POJMY A TEORETICKÉ VÝCHODISKO MODELU	28
4.1 Stacionárne časové rady	28
4.2 Nestacionárne časové rady	29
4.2.1 Integrované procesy	30
4.2.2 Jednotkový koreň	30
4.2.3 Testy jednotkového koreňa	31
4.3 Kointegrácia	33
4.4 ADL a ECM modely	34
5. MODELOVANIE INFLÁCIE	37
5.1 Transformácia dát	37
5.2 Použité časové rady	37
5.3 Testovanie stacionarity a kointegrácie	39
5.4 Jednoduché ECM modely inflácie	40
ZÁVER	44
POUŽITÁ LITERATÚRA	45
PRÍLOHY	46

ÚVOD

Od roku 2001 je hlavným cieľom Národnej banky Slovenska udržiavanie cenovej stability. Aj tento fakt svedčí o tom, že miera inflácie je jedným z najdôležitejších makroekonomických ukazovateľov. Dosiahnutie určitej miery inflácie (nepresahujúcej hranicu 1,5% nad priemerom najnižších mier inflácií 3 krajín EÚ) je pre nás dokonca jednou z podmienok vstupu do Európskej menovej únie.

Na to, aby bolo možné dosiahnuť plánovanú mieru inflácie je potrebné správne identifikovať príčiny, ktoré spôsobujú jej zmeny. Preto bude cieľom našej práce na základe analýzy vybraných časových radov makroekonomických ukazovateľov identifikovať faktory, ktoré pôsobia u nás na zmenu cenovej hladiny. Budeme sa snažiť najmä o identifikáciu dlhodobej rovnováhy.

Zmeny cenovej hladiny môžu byť ovplyvňované mnohými mechanizmami pôsobiacimi z domácej strany i zo zahraničia. V prvej kapitole sa pokúsime zosumarizovať impulzy, ktoré môžu vyvolávať inflačné tlaky.

V druhej kapitole popisujeme rôzne druhy inflácie a rozdiely medzi nimi, ktoré pramenia z odlišnosti indexov, na základe ktorých sú vypočítavané. Zosumarizovaním Špeciálnych štandardov Medzinárodného menového fondu sa pokúsime priblížiť spôsoby výpočtov spomenutých indexov.

Na to, aby sme mohli analyzovať makroekonomické ukazovatele je potrebné hlbšie poznať ich minulosť a podmienky, za akých sa vyvíjali. Konkrétne rozhodnutia prijaté v rámci stabilizácie našej makroekonomickej situácie, ktoré sa premietali aj do cien, sú preto chronologicky zoradené v tretej kapitole, v ktorej by sme stručne zhrnuli aj iné významné faktory, ktoré v danom období ovplyvnili infláciu.

Vo štvrtej kapitole popíšeme základné vlastnosti časových radov. Sústredíme sa najmä na vlastnosti stacionarity a kointegrácie, ktoré sú jednými zo základných predpokladov pre modelovanie rovníc v tvare EC (Error Correction). Budeme sa tiež venovať metodológii konštrukcie rovníc s použitím korekčného člena.

V záverečnej kapitole využijeme aplikovanie informácií nadobudnutých z predchádzajúcich častí na modelovanie celkovej a jadrovej inflácie. Na základe teoretických poznatkov vyberieme niektoré veličiny a pokúsime sa analyzovať mieru závislosti medzi nimi a infláciou v podmienkach našej ekonomiky.

1. TEÓRIE O PRÍČINÁCH VZNIKU INFLÁCIE

Inflácia je definovaná ako znehodnotenie peňažnej jednotky, ktoré sa prejavuje rastom cenovej hladiny (resp. trvalým znižovaním kúpnej sily peňazí). K jej vzniku môže prispieť množstvo rôznych faktorov a pre každý z nich môže existovať viacero odlišných teoretických vysvetlení. Preto príčiny vzniku inflácie prerástli v nedávnej minulosti do jednej z najviac diskutovaných makroekonomických otázok. V nasledujúcej časti uvedieme niektoré z týchto teórií o príčinách vzniku inflácie a popíšeme každú z nich, uvažujúc pritom v niektorých prípadoch aj odlišné pohľady klasických ekonómov a keynesiánov na túto problematiku.

1.1 Dopytom ťahaná inflácia (inflácia spôsobená rastom dopytu)

Jednou z hlavných príčin vzniku inflácie je nadbytok dopytu, ktorý vzniká, ak úroveň celkového dopytu začne rásť rýchlejšie ako úroveň celkovej ponuky. Aby sme si mohli uvedomiť príčiny rastu agregátneho dopytu, potrebujeme sa detailnejšie pozrieť na jednotlivé zložky, ktoré sú jeho súčasťou:

$$AD = C + I + G + (X - M)$$

C – spotreba

I – investície

G – vládne výdavky

(X-M) – čistý export (export - import)

Rast celkového dopytu môže byť spôsobený rastom ktorejkoľvek z jeho zložiek (spotreby, investícií, vládnych výdavkov a čistého exportu) za zjednodušujúceho predpokladu, že ostatné zložky zostávajú konštantné.

Táto situácia môže v praxi nastať, ak spotrebiteľia viacej míňajú, čo môže byť následkom napríklad zníženia daní (ľudia budú mať viacej peňazí) alebo poklesu úrokových mier (ľudia majú menšiu vôľu ukladať peniaze). Na dopyt môže prorastovo pôsobiť aj rastúca úroveň spotrebiteľskej dôvery, kedy firmy investujú viac v očakávaní budúceho ekonomického rastu. Tiež príliš veľký rast vládnych výdavkov (napríklad na „oživenie“ rezortov obrany, zdravotníctva, školstva atď) môže byť ďalším z faktorov spôsobujúcich rast celkového dopytu. Alebo by mohol byť spôsobený aj nadmerným exportom našej krajiny.

Ak sa stane, že úroveň dopytu rastie príliš rýchlo a firmy nedokážu uspokojiť potreby trhu, vzrastú ceny. Na obranu v tejto situácii a zníženie miery rastu inflácie je potrebné znížiť úroveň dopytu napríklad využitím deflačnej politiky (zvýšenie priamych a nepriamych daní, zvýšenie úrokových mier, zníženie úrovne vládnych výdavkov).

Podľa vyššie opísanej situácie je možné uvedomiť si, že dopytom ťahaná inflácia sa zvyčajne vyskytuje spolu s prudkým rozmachom ekonomiky. Aby sme sa jej v takomto prípade vyhli, je potrebné udržať rast ekonomiky stabilný, ale nie na nadmernej úrovni.

Medzi ekonómami sú rozdiely v tvrdeniach o príčinách zmien dopytu a tiež sa líšia v teóriách o účinkoch, ktoré tieto zmeny vyvolajú. Dôvodom je, že následok posunu celkového dopytu závisí na podobe krivky celkovej ponuky a práve tá je príčinou, prečo sa ekonómovia vo svojich názoroch odlišujú. Existujú dva špecifické pohľady, klasický a keynesiánsky.

Klasický ekonomický pohľad

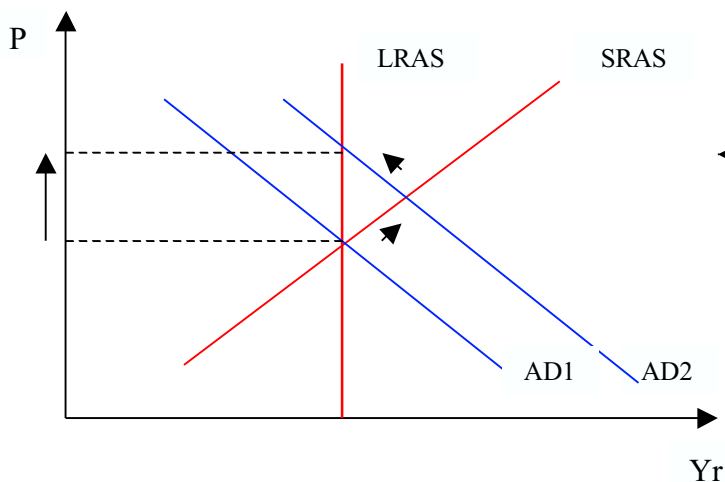
Klasická analýza je založená na dvoch princípoch:

1. ceny sú dokonale pružné
2. trh práce je vždy v rovnováhe (tzn. neexistuje nedobrovoľná nezamestnanosť)

Ak sú všetky pracovné sily, ktoré chcú pracovať zamestnané, potom nie je možné zvýšiť úroveň ponuky a to ani vtedy, ak sa zvýši cenová hladina. Krivka AS bude preto zvislá a bude sa pohybovať na úrovni celkového výstupu v ekonomike, zodpovedajúceho plnej zamestnanosti (t.j. na úrovni potenciálneho produktu). Klasický ekonómovia však pripúšťajú, že v krátkej dobe bude mať AS krivka rastúci sklon.

Ak by v ekonomike existovala nedobrovoľná nezamestnanosť (prebytok pracovnej sily), poklesli by mzdy a bolo by možné zamestnať viac pracovnej sily. Opäť by to viedlo k vzniku plnej zamestnanosti. Takto fungujúce trhové mechanizmy sú schopné zabezpečiť v ekonomike stav rovnováhy a plnú zamestnanosť, a preto zásahy vlády nie sú z dlhodobého hľadiska potrebné.

Na doleuvedenom grafe môžeme vidieť, že politika podporujúca vzrast celkového dopytu spôsobí posun AD krivky doprava, čím z krátkodobého hľadiska vzrastie reálny národný príjem, ale jediný, čo vzrastie z dlhodobého hľadiska budú ceny.



Keynesiánsky ekonomický pohľad

Keynesiánsky ekonomici podporujú pohľad Johna Maynarda Keynesa, významného ekonóma dvadsiateho storočia. Majú odlišný pohľad na fungovanie trhu práce a vyhlasujú, že nepracuje perfektne. Veria, že klesanie miezd je zložité, to znamená, že nezamestnanosť nemusí viesť k poklesu miezd a teda nezamestnaní nebudú tak ľahko zamestnaní. Odstránenie nezamestnanosti je preto možné iba vládnymi intervenciami, ktoré oživia dopyt dostatočne na to, aby boli ľudia zamestnaní.

Keynesovská analýza je založená na nasledujúcich princípoch:

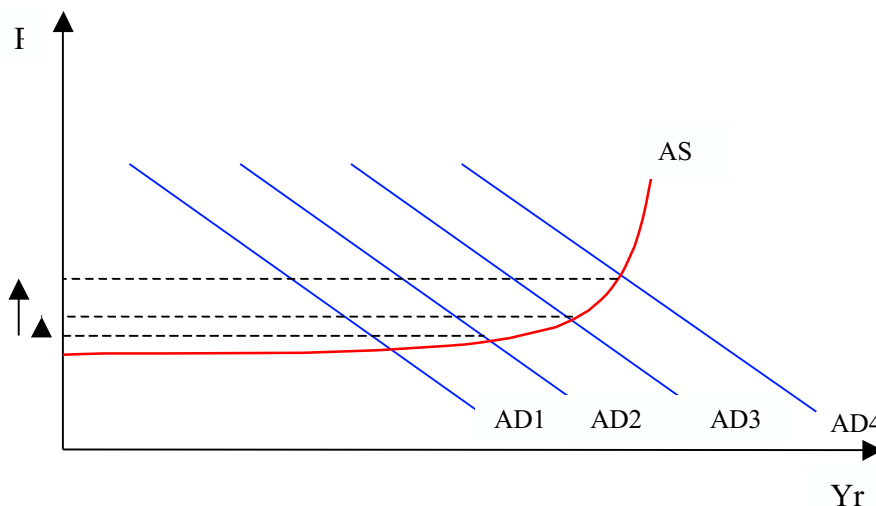
1. ceny nemožno považovať za úplne pružné a to z týchto dôvodov:
 - mzdy sú v určitom intervale nepružné (odbory stanovujú minimálnu úroveň miezd)
 - mnohé ceny sú regulované štátom
2. je málo pravdepodobné, že dosiahnutá rovnováha bude rovnováhou pri plnej zamestnanosti

Predpokladajú existenciu nevyužitých pracovných síl, ktorá je tým väčšia, čím viac je ekonomika vzdialená od potenciálneho produktu.

V keynesovskej analýze sa preto predpokladá, že vzhľadom na existujúcu nezamestnanosť môžu firmy pri danej mzde najatť do práce toľko pracovných síl, koľko chcú. Keďže sa priemerné výrobné náklady nemenia, firmy budú ochotné vyrábať viac, pričom do určitej miery zvyšujú aj ceny svojej produkcie. Rast outputu však bude rýchlejší ako rast cien, preto bude AS krivka relatívne plochá.

Podľa keynesiánskych teórií bude mať AS krivka z krátkodobého i z dlhodobého hľadiska rovnaký sklon.

Na to, aby bola redukovaná nezamestnanosť je potrebné, aby vláda oživila úroveň dopytu. Tvrdia, že vládne intervencie sú nevyhnutné pre zabezpečenie ekonomickej rovnováhy.

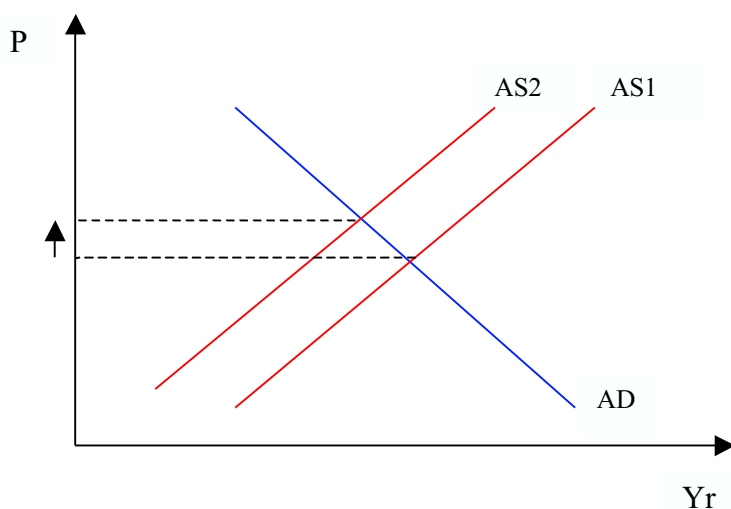


Rozdiel medzi klasickou a keynesiánskou politikou spočíva v tom, že kým klasický ekonómovia sú za nezasahovanie vlády, keynesiánci zastávajú aktívne intervencie.

1.2 Nákladmi tlačená inflácia (inflácia spôsobená rastom nákladov)

Ak náklady (t.j. ceny vstupov, teda materiálov, surovín, miezd,...) rastú príliš rýchlo, firmy budú musieť zvýšiť ceny svojich výrobkov, aby si udržali zisky. Práve toto môže byť podnetom na vznik inflácie.

Zvýšenie nákladov spôsobí zníženie agregátnej ponuky, čo sa prejaví posunom AS krivky doľava. Výsledkom bude nárast cenovej hladiny a pokles reálneho HDP. Táto situácia je ilustrovaná na obrázku dole.



Monetaristický ekonómovia veria, že nárast nákladov nevedie k inflácii bez zvýšenia ponuky peňazí. Ich argumentom je, že ak je ponuka peňazí konštantná, rast nákladov spôsobený vyššími cenami určitých tovarov a služieb zníži množstvo peňazí, ktoré možno minúť na iné tovary a služby, čím vyvolá pokles ich cien. Preto budú vyššie ceny tovarov a služieb, ktoré spôsobili vzrast nákladov vykompenzované poklesom cien iných tovarov a služieb. Neveria, že rast nákladov kvôli zvýšeniu cien ropy bol v sedemdesiatych rokoch príčinou inflácie. Argumentujú tým, že hoci ceny ropy v osemdesiatych rokoch klesli späť, nezodpovedala tomu deflácia.

Keynesiáni naopak tvrdia, že v súčasnej ekonomike je klesanie cien zložité. Takže namiesto poklesu cien ponukový šok spôsobí recesiu, čiže nárast nezamestnanosti a pokles hrubého domáceho produktu. Ak vláda ani centrálna banka nezasiahne a pripustí takúto recesiu, ponukový šok bude mať za následok infláciu. Tiež upozorňujú, že hoci nebola v osemdesiatych rokoch deflácia, definitívne v tomto období poklesol rast miery inflácie. Skutočnej deflácií sa predišlo, pretože ponukový šok nebol jedinou príčinou inflácie.

Existuje viacero príčin, ktoré budú tlačiť náklady hore nezávisle od celkového dopytu:

Mzdy

Mzdy môžu tlačiť na infláciu, ak ich úroveň rastie rýchlejšie, ako rastie úroveň produktivity práce. Spôsobiť to môžu napríklad silné odbory, ktoré by mohli byť schopné tlačiť mzdy hore nezávisle od spotrebiteľského dopytu. Vyššie mzdy spôsobia firmám vyššie náklady, ktoré budú musieť za účelom udržania svojej ziskovosti premietnuť do cien.

Zisky

O nákladmi tlačenej inflácii uvažujeme aj vtedy, keď firmy nadobudnú určitú silu a sú schopné potlačiť ceny nezávisle od dopytu, aby mali väčšie zisky. Jednou z príčin, ktorá vyvoláva takýto typ inflácie, je nedokonalá konkurencia. Teda firmy, ktoré majú monopolné alebo oligopolné postavenie na trhu, majú veľký vplyv na trhové ceny. Ak niektorá z týchto firiem zvýši ceny a jej výrobky sú medziproduktmi iných firiem, nastáva reťazovité zvýšenie výrobných nákladov u ostatných výrobcov, čo môže viesť k nákladovej inflácii.

Importovaná inflácia

Teória importovanej inflácie vychádza z predpokladu, že inflácia sa prelieva medzi jednotlivými krajinami podľa miery ich závislosti od zahraničného obchodu.

V súčasnosti sú väčšinou ekonomiky otvorené a mnohé firmy významnú časť surovínových materiálov alebo poloproduktov, určených na ďalšie spracovanie, importujú. Ak náklady na ne vzrastú z dôvodov, ktoré firmy nemôžu ovplyvniť, budú nútené zdvihnúť ceny, aby mohli zaplatiť vyššie náklady za surovínové materiály a pritom si udržať zisky. Táto situácia môže nastať z nasledujúcich dôvodov:

- Zmeny výmenného kurzu – ak nastane deprecia (znehodnotenie výmenného kurzu), potom náš export bude lacnejší pre zahraničie, ale náš import bude pre nás drahší. Firmy budú platiť viac za zahraničný (dovezený) surovínový materiál.
- Zmeny cien komodít – ak na svetovom trhu vzrastú ceny tých komodít, ktoré firmy využívajú ako surovínový materiál, budú firmy konfrontované s vyššími nákladmi, ktoré premietnu do cien. Medzi dôležité komoditné trhy je zahrnutý trh s ropou a trh s kovmi.
- Externé šoky – môžu byť zapríčinené prírodnými katastrofami alebo môžu vzniknúť napríklad aj vtedy, ak konkrétna krajina alebo skupina krajín získa väčšiu ekonomickú silu. Príkladom prvej situácie môže byť zemetrasenie v Japonsku, ktoré narušilo na isté obdobie svetovú produkciu polovodičov, ktorá

tam bola sústredená. Ako druhý príklad uvedieme ropnú krízu, keď OPEC na začiatku sedemdesiatych rokov štvornásobne zdvihol ceny ropy.

Vyčerpanie prírodných zdrojov

Využívaním prírodných zdrojov dochádza k ich postupnému vyčerpaniu. Keď sa zostávajúce množstvo týchto zdrojov začína blížiť k hranici úplného vyčerpania, nevyhnutne budú rásť aj ceny zdrojov. To zvýši náklady firiem a bude tlačiť na ceny, kým nebude nájdený alternatívny zdroj surovínových materiálov (ak je to možné). Príkladom môže byť erózia pôdy po vyrúbaní lesa, ktorá spôsobí, že sa krajina stane nepoužiteľnou pre poľnohospodárske účely, čo vyvolá vzrast cien poľnohospodárskych produktov v okolitých oblastiach.

Dane

Zvýšenie nepriamych daní (daň z pridanej hodnoty, spotrebné dane....) tlačí na rast cien produktov v obchodoch, čím rastú aj tlaky na životné náklady. Myšlienka merania jadrovej inflácie, ktorá nezahŕňa vplyv nepriamych daní a regulovaných cien, poskytuje „čistejší“ obraz o skutočnej úrovni inflácie.

1.3 Kvantitatívna teória peňazí

Inflácia sa chápe ako peňažný jav, preto z dlhodobého hľadiska existuje medzi infláciou a množstvom peňazí v obehu úzka súvislosť. Z tohto pohľadu by napríklad hyperinflácia (rýchlosť rastu cien je viac ako 1000 %) ¹ nemusela nastávať, keby vlády neumožňovali nadmerné vydávanie peňazí, resp. zvyšovanie množstva peňazí v obehu. Podľa tejto teórie má vo vzťahu k inflácii dôležité postavenie centrálna banka. Vieme, že rast cien vyvoláva zvýšený dopyt po peniazoch. Keď centrálna banka nezvyšuje ponuku peňazí rovnakým tempom, akým rastú ceny, postupne to vedie k poklesu spotreby a investícií. Ak sa nemenia ostatné makroekonomické faktory, znamená to pokles cien.

Inflácia ako rast celkovej cenovej hladiny má teda tendenciu rásť len za predpokladu, že centrálna banka reaguje na zvýšenie dopytu po peniazoch zvýšením množstva peňazí v obehu takou istou alebo väčšou mierou.

Kvantitatívna teória peňazí teda vysvetľuje, prečo môže byť tiež nadmerný rast ponuky peňazí príčinou inflácie. Táto teória bola odvodená z Fisherovej rovnice výmeny :

$$M.V = P.T$$

¹ Bola sledovaná v Nemecku po prvej svetovej vojne alebo v Maďarsku po druhej svetovej vojne, v Bolívii bola miera inflácie asi 11 749 %.

M – množstvo peňazí v obehu
V – rýchlosť obiehania týchto peňazí
P – priemerná cenová úroveň transakcie
T – celkový objem uskutočnených transakcií

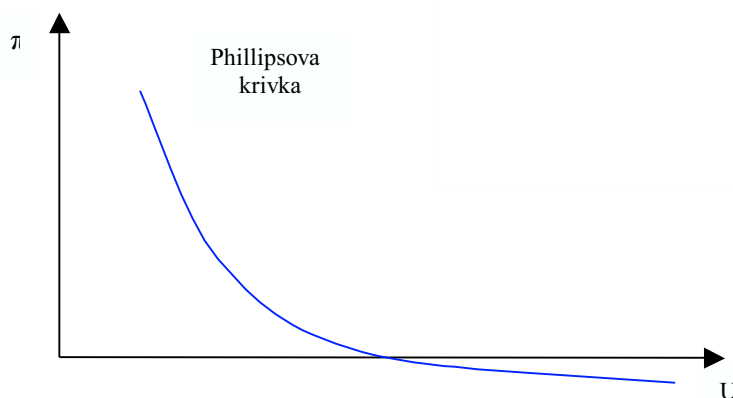
Rovnica je v podstate identita, ktorá bude vždy platná. Hovorí, že celkové množstvo peňazí vynásobené mierou, s akou sú využívané na transakcie, je rovné počtu týchto transakcií vynásobených cenou každej transakcie. Dôležité je však to, čo z tejto rovnice predpovedajú klasický ekonómovia.

Klasický ekonómovia tvrdia, že V a T by mali byť relatívne stabilné. Preto prišli k záveru, že nárast v ponuke peňazí bude viesť k inflácii (vzrast M spôsobí vzrast P). Kontrolou ponuky peňazí je teda možné kontrolovať infláciu.

1.4 Phillipsova krivka

Profesor A.W.Phillips na základe pozorovaní v období od roku 1861 do roku 1957 objavil vzťah medzi nezamestnanosťou a mierou zmeny nominálnych miezd, ktorý vyjadruje Phillipsova krivka. V roku 1960 P.A.Samuelson a R.M.Solow nahradili mieru zmeny nominálnych miezd mierou inflácie.

Krivka má klesajúci sklon a priesečník s vodorovnou osou zodpovedá asi 6% nezamestnanosti, pri ktorých je inflácia nulová. Podľa krivky by akýkoľvek pokus vlády redukovať nezamestnanosť pravdepodobne viedol k nárastu inflácie.



V sedemdesiatych rokoch, keď väčšina trhových ekonomík utrpela súčasne rast nezamestnanosti a inflácie sa objavili pochybnosti o stabilite vzťahu vyjadreného krivkou. Jedno z najviac presvedčivých vysvetlení existencie stúpajúcej inflácie aj nezamestnanosti pochádza od Milтона Friedmana, ktorý vytvoril alternatívu originálnej Phillipsovej krivky pridaním očakávaní. Viac v [8, str.395].

1.5 Cenové očakávaní a inflácia

Jedným z dôležitých prejavov inflácie je, že má tendenciu pokračovať určitý čas nezmeneným tempom a to aj v situácii, keď už doznali efekty inflačných tlakov a nové ešte nepôsobí. Tento jav je úzko spojený s pôsobením inflačných očakávaní, a práve preto sú aj očakávaní považované za jeden z faktorov ovplyvňujúcich infláciu.

Jednou z hlavných príčin, prečo existuje jednoznačný vzťah medzi cenami, aké ľudia očakávajú a úrovňou inflácie je, že ľudia zahŕňajú očakávanú mieru inflácie do dohôd o nominálnych mzdách tak, aby si zaručili vyššie reálne mzdy. Toto zväčší firmám náklady a tak môže spôsobiť infláciu. Tiež všetky ostatné ekonomické subjekty, ktoré si zvykli na pretrvávajúcu mieru inflácie, sa snažia brániť svoje ekonomické postavenie tým, že do všetkých kontraktov zabudovávajú očakávanú mieru inflácie. Preto platí, že zvyšujúce sa inflačné očakávaní vedú k rastu inflácie, čo je jeden z problémov, kvôli ktorým je „boj s infláciou“ taký ťažký.

1.6 Mzdovo – cenová špirála

Nákladmi tlačená a dopytom ťahaná inflácia môžu svojou interakciou spôsobiť mzdovo-cenovú špirálu.

Najpravdepodobnejšie sa to stane vtedy, keď sa ekonomika približuje svojmu potenciálnemu produktu, inými slovami, keď je blízka plnej zamestnanosti. Ak v takejto situácii vzrastie dopyt a produkcia firiem pri ich plných kapacitách nestačí na to, aby ho uspokojili, budú potrebovať rozšíriť svoju výrobu. Preto sa budú snažiť získať nové zdroje, jedným z ktorých je aj práca. Keďže všetka kvalifikovaná práca bude zamestnaná, firmy budú musieť ponúknuť atraktívnejší balík (vyššie mzdy), aby presvedčili ľudí zmeniť zamestnanie. Preto vzrastú ich náklady, ktoré sa premietnu do rastu cien. Ak vzrastú ceny, zamestnanci sa budú brániť poklesu ich kúpnej sily a preto budú požadovať vyššie mzdy, ktoré budú tlačiť na náklady a firmy preto budú musieť znova zdvihnúť ceny.....

Ak krivka agregátneho dopytu bude stúpať rovnakou rýchlosťou a ekonomika bude blízko potenciálneho produktu, ceny budú tiež stúpať rovnako. Takéto rovnomerné stúpanie cien vznikne vplyvom očakávaní. Teda ak ľudia rýchlo zabudujú rastúcu úroveň inflácie do ich očakávaní, môže byť veľmi ťažké zbaviť sa mzdovo cenovej špirály.

2. DRUHY INFLÁCIE A SPOSÔBY ICH MERANIA

Inflácia je definovaná ako znehodnotenie peňažnej jednotky, ktoré sa prejavuje rastom cenovej hladiny. Je počítaná ako zmena $\frac{P_t - P_{t-1}}{P_t}$ niektorého

z nasledujúcich indexov:

1. P_t CPI_t (Consumer Price Index) – index spotrebiteľských cien
2. P_t PPI_t (Producer Price Index) – index cien priemyselných výrobcov
3. P_t deflátor HDP_t

Aj keď miera inflácie vždy vyjadruje percentuálny prírastok cenovej hladiny, podľa použitého indexu sa tento prírastok týka inej skupiny tovarov a služieb. Podľa indexu, ktorý na jej výpočet použijeme, teda rozdeľujeme infláciu na viacero druhov, ktoré podrobnejšie popíšeme v nasledujúcej časti.

2.1 Inflácia spotrebiteľských cien a jadrová inflácia (meraná pomocou CPI)

Celková inflácia spotrebiteľských cien

CPI je najčastejšie používaný nástroj merania inflácie. Je ukazovateľom zmeny cenovej úrovne spotrebného koša tovarov a služieb, ktoré sa významne podieľajú na výdavkoch obyvateľstva a svojim rozsahom reprezentujú celú sféru spotreby.² Univerzálny spotrebný kôš je zložený zo 712 cenových reprezentantov a v súlade s metodikou Eurostatu sa podľa klasifikácie COICOP (Klasifikácia individuálnej spotreby podľa účelu; verzia COICOP z decembra 1999) člení na 12 odborov, 43 skupín, 101 tried. Zoznam hlavných odborov, ich váh z roku 2003 a počet reprezentantov v každom odbore je uvedený v **prílohe 1**.

Index spotrebiteľských cien tovarov a služieb (životných nákladov) pre všetky domácnosti charakterizuje cenový vývoj v celospoločenskom priemere. Z populačného hľadiska index pokrýva okolo 90% domácností. Zahŕňa 5 nasledujúcich skupín populácie:

- zamestnanci
 - manuálne pracujúci zamestnanci mimo poľnohospodárstva
 - nemanuálne pracujúci zamestnanci
- osoby samostatne činné
- roľníci
- dôchodcovia

² Najvýznamnejším kritériom na výber reprezentantov bol podiel výdavkov za ne na celkových výdavkoch domácností. Vybrané boli predovšetkým také reprezentanty, u ktorých je podiel výdavkov z celkových výdavkov väčší ako 1 promile.

– inštitucionálne domácnosti

Spotrebiteľské ceny jednotlivých reprezentantov sa zisťujú na celom území SR vo vybranej sieti približne 8 500 predajní a prevádzok služieb počas prvých 20 dní sledovaného mesiaca.³ Výnimkou sú centrálné regulované ceny (napr. zemný plyn, cestovné v železničnej doprave, poštové a telekomunikačné poplatky), ktoré sú zisťované len centrálnymi pracovníkmi ŠÚ SR a ceny palív (benzín a nafta), ktoré sú na rozdiel od cien iných reprezentantov zisťované raz mesačne zisťované od novembra 2000 trikrát mesačne (1., 10. a 20. deň v mesiaci).

Všetkým zložkám spotrebného koša sú pridelené stále váhy vypočítané z údajov zistených štatistikou rodinných účtov, ktoré sú ďalej upravené podľa výsledkov národných účtov a rôznych administratívnych zdrojov. Upresňujú sa každý rok.

Indexy spotrebiteľských cien (životných nákladov) sú zostavované zvlášť pre všetky domácnosti spolu a zvlášť sú vypočítavané aj pre vybrané typy sociálnych skupín domácností - zamestnancov, dôchodcov, za skupinu nízkopříjmových domácností a za zamestnanecké rodiny s 1, 2 a 3 deťmi. Výber reprezentantov na výpočet indexov spotrebiteľských cien pre všetky domácnosti, ako aj pre jednotlivé sociálne skupiny domácností je rovnaký, odlišuje sa iba ich váhami.

Výpočet indexov spotrebiteľských cien sa vykonáva mesačne, podľa Laspeyresovho vzorca:

$$I = \frac{\sum p_1 p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \cdot 100$$

p_1 – cena tovaru (služby) v sledovanom (bežnom) období

p_0 – cena tovaru (služby) v základnom období

q_0 – predané (realizované) množstvo tovaru (služby) v základnom období

p_1/p_0 – individuálny index ceny určitého tovaru alebo služby

Jadrová a čistá inflácia

CPI býva často ovplyvňovaný silnými výkyvmi cien potravín a energie. Z toho dôvodu je tiež dôležitý jadrový index CPI, ktorý je od cien energie očistený a čistý index CPI, ktorý je navyše očistený aj o ceny potravín.

Celková inflácia sa teda rozkladá na jadrovú infláciu (vplyv položiek s neregulovanými - trhovými cenami), vplyv položiek s regulovanými cenami a vplyv nepriamych daní (eliminácia daňových úprav).

³ Výber je založený na popularite predajne (objem predaja), kompletnosti rozsahu výrobkov, spolupráci cenových informátorov, geografickom určení a type predajne.

Jadrová inflácia sa ďalej rozkladá na čistú infláciu a infláciu cien potravín. Dôvodom na vyčlenenie podielu potravín bol fakt, že ceny potravín v minulosti podliehali značnej sezónnosti ako aj netrhovým opatreniam vlády (napr. zmeny garantovaných cien pre prvovýrobcov, dotácií, dovozných ciel, kvót).

Jadrová inflácia kvantifikuje mieru rastu cenovej hladiny na spotrebnom koši, z ktorého sú vylúčené položky s regulovanými cenami a položky s cenami ovplyvňovanými inými administratívnymi opatreniami. Ich zoznam je aktualizovaný iba raz ročne, vždy v januári príslušného roka podľa Cenového vestníka MF SR. Zoznam vylúčených položiek je platný počas celého roka. Položky, u ktorých dôjde k cenovým zmenám z dôvodu daňových úprav (napr. zmien DPH, spotrebných daní, dotácií), zostávajú súčasťou spotrebného koša, ale vplyv daňových úprav sa eliminuje. Zoznam položiek je uvedený v **prílohe 2**.

Zmena jadrovej inflácie teda vyjadruje, o koľko percent by sa v príslušnom období zmenila cenová hladina, keby nedošlo k zmene cien vplyvom administratívnych zásahov. To znamená, že pokiaľ nedochádza k žiadnym zmenám administratívnych cien, je jadrová inflácia zhodná s celkovou.

Vzorec výpočtu jadrovej inflácie:

$$I_{x,2i} = I_x \frac{\Delta x_i}{\Delta x}$$

$I_{x,2i}$ – vplyv položiek s trhovými (neregulovanými) cenami na celkovú infláciu v percentuálnych bodoch

I_x – celkový index spotrebiteľských cien v %

Δx_i - absolútny rozdiel prepočítaných váh položiek s trhovými cenami k sledovanému obdobiu

Δx - absolútny rozdiel prepočítaných váh za celý spotrebný kôš k sledovanému obdobiu.

2.2 Inflácia cien priemyselných výrobcov (meraná pomocou PPI)

Index cien priemyselných výrobcov vyjadruje mieru cenových zmien súboru vybraných významných výrobkov (cca 5 800 reprezentantov) stálej kvality⁴ vyrábaných výrobcami v priemysle, určených pre domáci trh, na export a v úhrne.

Cena tuzemského tovaru je dohodnutou cenou medzi výrobcom a prvým odberateľom bez DPH a spotrebných daní. Cena exportovaného tovaru je dohodnutou a faktúrovanou cenou medzi výrobcom a zahraničným odberateľom (bez DPH). Cena je prepočítaná na domácu menu platným výmenným kurzom NBS.

⁴ Spôsob, akým je zabezpečovaná stála kvalita výrobkov je bližšie popísaný na stránke ŠÚ SR, [5].

Indexy cien priemyselných výrobcov sa počítajú na základe cien vykazovaných v štatistických výkazoch Ceny VC 1 - 12. Tento výkaz vyplňa približne 600 priemyselných podnikov vybraných na základe dosiahnutých tržieb z údajov štatistiky priemyslu v roku 2000. Ak to bolo možné, boli vybraní aspoň dvaja výrobcovia z každého reprezentanta. Ceny sú zisťované mesačne na celom území Slovenskej republiky.

Vykazované ceny sú jednoduchým aritmetickým priemerom cien významnejších obchodných prípadov faktúrovaných v prvej polovici sledovaného mesiaca.

Do indexu nie je zahrnutá ťažba a úprava uránových a toriových rúd, vydavateľská činnosť, výroba jadrových palív, výroba zbraní a munície, výroba lietadiel a kozmických lodí, práce výrobnej povahy a opravárenstva.

Váhy indexu cien priemyselných výrobcov boli stanovené na základe štruktúry tržieb v priemysle SR v roku 2000 a z "Jednorazového zisťovania za účelom výberu reprezentantov sledovania vývoja cien priemyselných výrobcov", ktorého sa zúčastnilo 800 respondentov. Váhy sú upresňované každých 5 rokov.

Index cien priemyselných výrobcov je počítaný z jednoduchých indexov cien jednotlivých reprezentantov vážených relatívnym podielom príslušného reprezentanta na celkových tržbách priemyslu za rok 2000 (stála štruktúra) podľa Laspeyresovho vzorca:

$$I = \frac{\sum \frac{p_1}{p_0} p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \cdot 100$$

p_1 - cena v sledovanom období

p_0 - cena v základnom období (december 2000 = 100)

$p_0 q_0$ - hodnotový ukazovateľ (tržby z roku 2000)

2.3 Inflácia cien HDP (meraná pomocou deflátoru HDP)

Deflátor hrubého domáceho produktu na rozdiel od indexu spotrebiteľských cien nesleduje len pevný kôš, ale všetky ekonomikou produkované tovary a ponúkané služby v danom období. Vyjadruje teda zmenu cien v celkovom HDP.

$$\text{deflátor HDP} = \frac{HDP_t^{NOM}}{HDP_t^{REAL}} = \frac{HDPbc_t}{HDPsc_t}$$

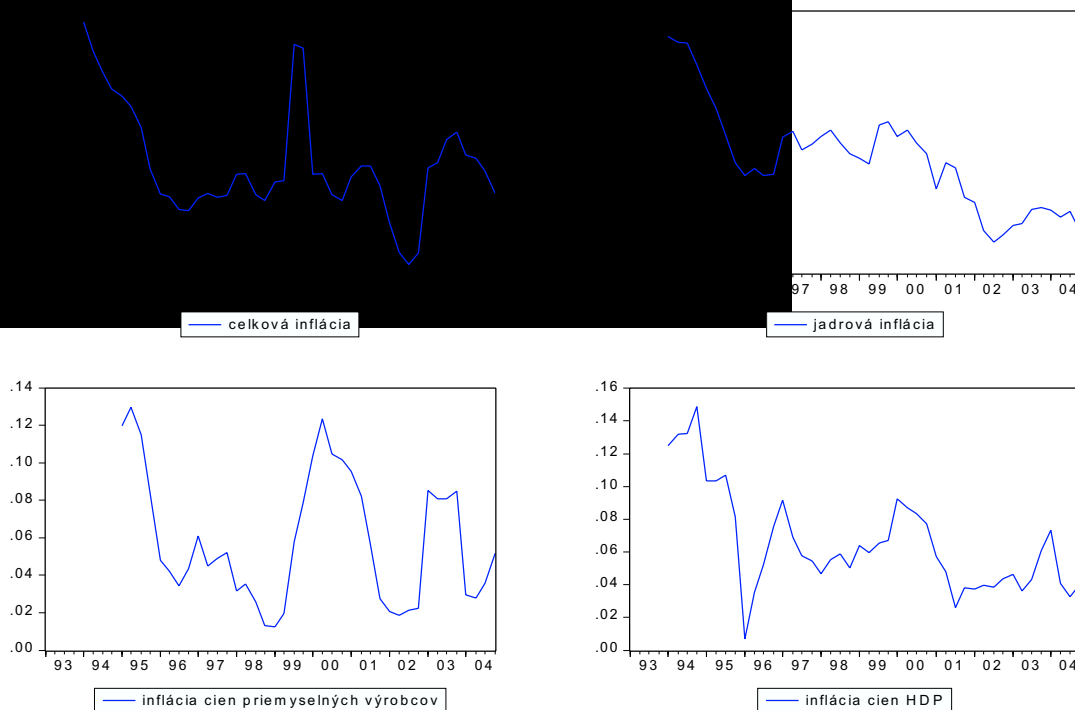
2.4 Chyby meraní

Inflácia by mala vyjadrovať cenovú zmenu výrobku pri jeho nezmenenej kvalite. Kvôli prudkému technologickému rastu a zlepšeniu kvality však tradičné metódy merania inflácie ako miery zmeny indexu spotrebiteľských cien vedú k nadhodnoteniu

skutočnej miery inflácie o 0,5-1,5 %. Jedným z ďalších dôvodov kritiky tradičných metód merania je nezohľadnenie substitučných efektov, čiže nezohľadnenie situácie, keď ceny niektorých tovarov vzrastú a spotrebitelia ich nahradia lacnejšími.

CH 1993-2004

ročné zmeny indexu cien, indexu cien produktu, vyjadrujúce rôzne zmenami politickej i spôsobené množstvom väčšie z nich.



1993

Rok 1993 bol prvým rokom samostatnej existencie SR. Rozdelenie ČSFR s následnou menovou odlukou a s ním spojené reformy systémového charakteru (nový systém zdravotného a dôchodkového poistenia a najmä daňová reforma) možno zaradiť medzi množstvo vplyvov, ktoré sa výrazne podieľali na raste cenovej hladiny. Z faktorov, ktoré tiež výraznejšie ovplyvnili medzimesačné prírastky inflácie v priebehu roka, treba uviesť 10%-nú devalváciu slovenskej koruny v júli a úpravu DPH a ďalších spotrebných daní v auguste. Aj keď miera inflácie dosiahla v roku 1993 25,1%, Slovenská republika si udržala pozíciu transformujúcej sa krajiny s relatívne nízkou infláciou.

1994

Rok 1994 možno charakterizovať ako rok so znižujúcou sa mierou inflácie, keďže dosiahla úroveň 11,7%. Jej vývoj bol ovplyvnený predovšetkým:

- úpravou spotrebných daní (k 1.1. 1994 a k 1.8.1994) piva, vína, liehovín, tabakových výrobkov a výrobkov na báze uhlíkovodíkov,
- úpravou DPH k 1.8.1994, keď boli niektoré tovary a služby preradené zo skupiny so sadzbou 6% do skupiny so sadzbou 25%,
- zvýšením maximálnych cien tepla a teplej vody s účinnosťou od 1.7.1994, ktoré boli spolu so zvyšovaním ostatných poplatkov spojených s bývaním postupne zavádzané do praxe,
- opatrenia v oblasti poplatkov, kategorizácie a cien liekov, maximálnych cien pohonných hmôt a úpravou niektorých cien telekomunikačných služieb,
- zavedením tvorby sociálneho fondu,
- vývojom v poľnohospodárstve ovplyvneným opakovane nepriaznivými poveternostnými podmienkami, ktorých vplyv nebolo možné eliminovať a znížením dotácií do tohto odvetvia, čo sa prejavilo v raste cien potravín,
- rastom cien výrobcov a sezónnymi vplyvmi,
- nedokonalosťou konkurenčného prostredia.

1995

Priemerná miera inflácie dosiahla v roku 1995 9,9 %, ku koncu roka bola na úrovni 7,2%. Administratívne opatrenia a situácia v poľnohospodárstve tak ako po minulé roky spôsobili najvyšší rast inflácie v mesiacoch január, júl a september. Na jej vývoj, ktorý zaznamenal tendenciu poklesu, však vplývali len v malej miere.

Priaznivý vývoj inflácie bol podporovaný stabilným kurzovým prostredím, stabilitou daňového systému, upustením od niektorých opatrení v oblasti centrálne regulovaných cien, rozpočtovou disciplínou.

Negatívne na tento vývoj pôsobili najmä:

- úprava garantovaných cien mlieka k 1.1.1995 a zmeny maximálnych cien pohonných hmôt,
- zvyšovanie poplatkov obyvateľstva (poplatky v predškolských, školských, vzdelávacích a sociálnych zariadeniach, za ubytovanie v internátoch a za niektoré lekárske zákroky),
- výrobné havárie v celulózo-papierenskom priemysle,
- úpravy cestovných taríf v MHD, železničnej a cestnej osobnej doprave, telekomunikáciách a káblovej televízii,
- zavedenie nového sadzovníka správnych poplatkov v zmysle zákona NR SR č. 145/1995 Z.z.,
- rast cien výrobcov a niektoré sezónne pohyby cien.

1996

Rok 1996 znamenal pre slovenskú ekonomiku v poradí už tretí rok hospodárskeho rastu. Priemerná miera inflácie, meraná rastom spotrebiteľských cien, poklesla z úrovne 9,9% v roku 1995 na 5,8%.

Stabilizujúcim faktorom celkovej cenovej úrovne spotrebiteľských cien bol aj v tomto roku vývoj cien potravín. Tempo cenového rastu potravín sa oproti predchádzajúcemu roku takmer trojnásobne znížilo.

V januári bola zmenená základná sadzba DPH z 25% na 23% a v júli dovozná prirážka z 10% na 7,5%. Zníženie týchto nákladových položiek sa neprejavilo poklesom konečných cien, malo však vplyv na zmiernenie rastu celkovej cenovej úrovne. Mierne prorastovo pôsobili na spotrebiteľské ceny realizované úpravy regulovaných cien, ktoré sa týkali najmä cien pohonných hmôt, elektrickej energie, vodného a stočného, liekov a liečiv, poštových služieb. Spôsobili zvýšenie cien výrobných vstupov (najmä pohonných hmôt a elektrickej energie), ktoré sa dodatočne premietli do spotrebiteľských cien. Cenové úpravy boli časovo primerane rozložené v priebehu celého roka, čím sa predišlo nárazovým výkyvom vo vývoji spotrebiteľských cien.

1997

Trojročné obdobie dezinflácie (1993-1995) po zastavení poklesu inflácie v roku 1996 vystriedalo v priebehu roka 1997 jej mierne zrýchlenie. Priemerná ročná miera inflácie dosiahla 6,1%.

Na rast všeobecnej cenovej úrovne vplýval predovšetkým dlhodobý vysoký domáci dopyt a jeho relatívny prebytok nad málo pružnou ponukou. Vzhľadom na vývoj obchodovateľných a neobchodovateľných tovarov (najmä v druhom polroku) sa javí jednoznačne ako prorastový faktor v oblasti inflácie dovozná prirážka. Dovozná prirážka sa na rozdiel od jej predchádzajúceho uplatňovania týkala až 78,3% dovozov. Vplyvom jej zvýšenia v júli 1997 z 0% na 7% sa podstatne zrýchlil rast cien v oblasti obchodovateľných tovarov. Okrem opatrení na obmedzenie dovozu boli ďalšími impulzmi cenového rastu expanzívna fiškálna politika a vysoké úrokové sadzby, ktoré vyplynuli prevažne z nadmerného úverovania verejného sektora. So zrýchlením inflácie súvisel aj posun k menej priaznivým inflačným očakávaniam, ktorý nadväzoval na devalvačné úvahy a predpokladané cenové deregulácie.

V sektore regulovaných cien došlo v priebehu roka k nasledujúcim úpravám cien na úrovni konečného spotrebiteľa:

- zvýšenie poplatkov za školné v materských školách a za školské kluby detí a stravného v školských jedálňach (január),
- zvýšenie cien mestskej hromadnej dopravy (prevažne január, august), zvýšenie poplatkov za vodičský preukaz (apríl),

- úpravy cien tuzemských a dovážaných liečiv, zdravotných pomôcok a zdravotných výkonov (priebežne),
- zvýšenie cien za poštové služby (apríl),
- úpravy cien pohonných hmôt pri predaji konečnému spotrebiteľovi (apríl, august, november),
- úpravy taríf výkonov telefónnej prevádzky (júl),
- zvýšenie maximálnych cien pitnej a úžitkovej vody pre domácnosti, vody odvedenej z domácností, tepelnej energie pre domácnosti (august),
- zvýšenie koncesionárskych poplatkov (august),
- zvýšenie ceny miestenky v železničnej preprave osôb (september),
- zníženie príspevku rodičov na čiastočnú úhradu neinvestičných výdavkov v predškolských zariadeniach (september).

Okrem týchto cenových úprav boli uplatnené ďalšie opatrenia podporujúce nákladové tlaky na rast cien. Zvýšili sa ceny zemného plynu (apríl), ceny elektrickej energie pre podnikateľský sektor (august) a ceny za použitie železničnej dopravnej cesty vnútroštátnych dráh (august). Dodatočné náklady vyplynuli aj z uplatňovania dovozných depozít (máj - júl).

1998

Priemerná ročná miera inflácie za rok 1998 bola 6,7%. Rast cenovej hladiny sa však v roku 1998 v porovnaní s rokom 1997 mierne spomalil, keď medziročná miera inflácie dosiahla k decembru 5,6% (december 1997- 6,4%). Zníženie medziročného tempa rastu spotrebiteľských cien v porovnaní s predchádzajúcim rokom bolo výsledkom spomalenia procesu cenových deregulácií a nízkej miery dovezenej inflácie.

Vďaka absencii cenových deregulácií zaznamenali ceny domácich regulovaných komodít a služieb nízky rast. Spolu s klesajúcimi cenami surovín a potravín na svetových trhoch to viedlo k tlmeniu cien výrobných vstupov a potlačeniu nákladovej inflácie. Priaznivý vplyv na pokles rastu spotrebiteľských cien malo aj postupné znižovanie sadzby dovoznej prirážky až na nulu a relatívne stabilný výmenný kurz slovenskej koruny v prvej polovici roka. V druhej polovici roka však v súvislosti s prehlbujúcou sa vonkajšou nerovnováhou ekonomiky a blížiacimi sa parlamentnými voľbami narastali preddevalvačné a inflačné očakávania. Zvýšenie spotrebiteľského dopytu vplyvom devalvačných očakávaní a následné znehodnotenie meny po zrušení režimu fixného výmenného kurzu slovenskej koruny 1. 10. 1998 spôsobili zrýchlenie cenového rastu v septembri a októbri. V závere roka sa však inflácia udržala na pomerne nízkej úrovni.

1999

Z dôvodu očakávaného procesu cenových deregulácií začala NBS v roku 1999 sledovať a publikovať aj čistú infláciu. Snažila sa tým stabilizovať inflačné očakávania verejnosti a zároveň tmiť prelievanie cenového rastu zo sektora regulovaných cien do ostatných sektorov.

V porovnaní s rokom 1998 sa rast cenovej hladiny v roku 1999 výrazne zvýšil. Medziročná miera inflácie dosiahla k decembru 14,2%, priemerná ročná miera inflácie bola 10,6%. Determinujúcim faktorom rastu inflácie boli administratívne opatrenia vlády na riešenie makroekonomickej rovnováhy. K úpravám regulovaných cien došlo v dvoch etapách. V januári vzrástli ceny elektrickej energie, tepelnej energie, vodného a stočného a poštových úkonov. Kvôli pretrvávajúcej makroekonomickej nerovnováhe boli v júli opäť zvýšené ceny elektrickej a tepelnej energie, ako aj odberu vody. Pribudlo zvýšenie cien zemného plynu a telekomunikačných služieb. Tým vzrástli bežné výdavky obyvateľstva spojené s bývaním, čo malo vplyv na spomalenie rastu spotrebiteľského dopytu, ktorý pôsobil ako tmiaci faktor na vývoj cenovej hladiny. Okrem uskutočnených úprav regulovaných cien malo vplyv na rast cenovej hladiny aj zavedenie dovoznej prirážky (od 1.6. 1999 vo výške 7%), tiež úpravy dane z pridanej hodnoty, spotrebných daní z uhl'ovodíkových palív a tabaku, ako aj vývoj výmenného kurzu slovenskej koruny.

Za najvýznamnejšie vonkajšie faktory pôsobiace na rast spotrebiteľských cien možno označiť výrazné zvýšenie cien ropy na svetových trhoch, ktoré sa priamo prejavilo v cenách pohonných hmôt.

2000

Rok 2000 možno charakterizovať priaznivým vývojom inflácie, keď sa rast cenovej hladiny v porovnaní s predchádzajúcim rokom výrazne znížil. Priemerná miera inflácie dosiahla 12%, medziročná miera bola k decembru 8,4%.

Zníženie medziročného tempa rastu spotrebiteľských cien roku 2000 bolo spôsobené predovšetkým nižším rozsahom úprav regulovaných cien a zmien nepriamych daní, ktoré boli rovnako ako v predchádzajúcom roku prijaté na riešenie makroekonomickej nerovnováhy, ale aj na odstraňovanie cenových deformácií medzi regulovanými a trhovými cenami.

K dereguláciám došlo v prvých dvoch mesiacoch roka, keď k 1.1.2000 boli zvýšené ceny tepelnej energie a nájomného v obecných bytoch. Od 1.2. boli zvýšené regulované ceny elektrickej energie, zemného plynu, vodného a stočného, poštových výkonov. Ďalej sa od 15.2. zvýšili ceny osobnej autobusovej dopravy a železničnej dopravy. Od začiatku roka vzrástli aj nepriame dane (spotrebné dane z uhl'ovodíkových palív, alkoholu a cigariet). Nárast cien energií vytváral cez ceny výrobcov tlak na konečné ceny.

K spomaleniu dynamiky rastu cien obchodovateľných tovarov prispel rozvoj konkurencie v maloobchode, ktorá sa v druhej polovici roka prehlbovala expanziou zahraničných obchodných reťazcov. Stabilizujúco pôsobilo mierne zhodnocovanie sa výmenného kurzu koruny oproti referenčnej mene euro, ako aj zníženie dovoznej prirážky zo 7% na 5% v januári a na 3% v júli.

Dominujúcim tlmiacim faktorom však bola pretrvávajúca nízka kúpyschopnosť obyvateľstva, podporená okrem poklesu reálnych miezd aj odčerpaním značných prostriedkov vplyvom nárastu výdavkov spojených s bývaním, ktorá nevytvárala priestor na dopytové tlaky pre rast cien.

Proinflačne v roku 2000 pôsobila najmä vysoká dynamika rastu cien priemyselných výrobcov. Faktorom, ktorý ju najviac ovplyvňoval bol nepriaznivý vývoj cien ropy na svetových trhoch. Prudký nárast a výkyvy cien tejto priemyselnej komodity sa popri silnejúcom kurze dolára voči korune priamo premietal do cien pohonných hmôt a tým do vecne usmerňovaných cien MHD. Tento nákladový impulz sa nepriamo prejavil aj v cenách ostatných komodít.

2001

V roku 2001 bol v rámci procesu harmonizácie legislatívy SR s EÚ novelizovaný zákon o Národnej banke Slovenska, ktorý jej za hlavný cieľ stanovil udržiavanie cenovej stability namiesto predchádzajúceho cieľa – udržiavania stability meny.

Tento rok bol charakterizovaný pokračujúcim dezinflačným procesom, keď sa rast spotrebiteľských cien v porovnaní s predchádzajúcim rokom opäť znížil a v decembri dosiahla medziročná inflácia hodnotu 6,5%. Priemerná miera inflácie predstavovala 7,3%. Na poklese medziročnej miery inflácie sa podieľalo spomalenie rastu cien vo všetkých základných zložkách spotrebného koša a zníženie rozsahu administratívnych cenových zásahov.

Napriek tomu sa pokračujúci proces úprav regulovaných cien, podobne ako v predchádzajúcich dvoch rokoch, najviac podieľal na raste cenovej hladiny. V prvých mesiacoch roka sa administratívnymi rozhodnutiami zvýšili skoro všetky regulované ceny. V ďalších mesiacoch dochádzalo len k miernym úpravám cien. Výnimku predstavoval júl, keď sa zvýšili ceny telekomunikačných služieb.

V priebehu druhého polroka dochádzalo k znižovaniu nákladových tlakov, čo sa v prostredí nízkej dovezenej inflácie, relatívne stabilného výmenného kurzu a nízkych dopytových inflačných impulzov premietlo do spomalenia rastu spotrebiteľských cien. Výraznou mierou k zníženiu inflácie prispelo spomalenie ekonomického rastu vo svete a s ním súvisiaci pokles cien energetických surovín, predovšetkým ropy, na svetových trhoch.

2002

Rast spotrebiteľských cien sa v tomto roku v porovnaní s rokom 2001 znížil. Priemerná miera inflácie za rok 2002 predstavovala 3,3%, medziročná inflácia dosiahla v decembri 3,4%. Podobne ako v predchádzajúcich rokoch bolo zmiernenie medziročnej dynamiky inflácie ovplyvnené pozastavením procesu úprav regulovaných cien a výrazným spomalením rastu cien potravín. Vplyv vonkajších nákladových tlakov súvisel so zvyšujúcou sa cenou ropy na svetových trhoch. Bol však čiastočne tlmený posilňovaním kurzu slovenskej koruny voči americkému doláru.

Napriek spomaleniu deregulácií v roku 2002 boli administratívne opatrenia v oblasti regulovaných cien určujúcim faktorom vo vývoji spotrebiteľských cien. V rámci regulovaných cien sa v januári zvýšili ceny tepelnej energie, poplatky za odvoz pevného odpadu, ceny v zdravotníctve a ceny stravovania v školských zariadeniach. V priebehu roka došlo k zvýšeniu cien za telekomunikačné služby, za ubytovanie na vysokoškolských internátoch, cien v oblasti zdravotníctva a v decembri aj povinného zmluvného poistenia zodpovednosti za škodu spôsobenú prevádzkou motorového vozidla. V januári došlo aj k úpravám spotrebných daní z tabaku a cigariet.

V prostredí silnej konkurencie na úrovni maloobchodu nevytváral zvyšujúci sa domáci dopyt nežiaduce tlaky na rast cenovej hladiny. Pri vysokom podiele dovážaných tovarov na našom trhu prispelo k zníženiu rastu cien v obchodovateľnom sektore aj zhodnotenie výmenného kurzu koruny oproti referenčnej mene euro.

2003

Makroekonomický a menový vývoj Slovenskej republiky bol v roku 2003 ovplyvnený realizáciou opatrení, ktoré priamo alebo nepriamo súviseli s blížiacim sa členstvom Slovenska v Európskej únii. Medzi tieto opatrenia patrila aj náprava cenových deformácií v podobe úprav regulovaných cien a úpravy nepriamych daní.

Rast spotrebiteľských cien v roku 2003 bol v porovnaní s rokom 2002 dynamickejší. Priemerná miera inflácie za rok 2003 predstavovala 8,5%, medziročná miera v decembri 9,3%.

Na ceny v roku 2003 vplývali hlavne domáce faktory. Podobne ako v predchádzajúcich rokoch aj v roku 2003 sa na raste cenovej hladiny podieľali rozhodujúcou mierou administratívne zásahy.

V januári vzrástli regulované ceny za elektrickú energiu, plyn, teplo, osobnú autobusovú a železničnú dopravu, vodné a stočné. Zvýšili sa aj ceny stravovania v školských jedálňach a ubytovania na vysokoškolských internátoch. V ďalších mesiacoch rástli ceny nájomného v štátnych a obecných bytoch, ceny mestskej hromadnej dopravy a ceny v oblasti zdravotníctva.

Od januára 2003 boli tiež zvýšené spotrebné dane z tabaku, piva, minerálnych olejov a vína, upravili sa aj sadzby dane z pridanej hodnoty (z 23% na 20%, z 10% na 14%). V auguste boli opäť zvýšené spotrebné dane z tabaku, piva a minerálnych olejov.

Ďalším domácim faktorom, ktorý ovplyvnil cenovú hladinu, bolo zrýchľovanie dynamiky cien potravín.

Vplyv administratívnych zásahov na kúpyschopný dopyt domácností, ako aj výrazný predstih rastu produktivity práce pred rastom reálnych miezd zamedzovali vzniku dopytových tlakov tak na ceny, ako aj na rast dovozu.

Okrem poklesu kúpyschopného dopytu bol vývoj cien tlmený aj zhodnocovaním výmenného kurzu slovenskej koruny predovšetkým voči doláru, ale aj voči euru. Posilňovanie kurzu sa prejavilo v nižších cenách pohonných látok. Jeho vývoj mal však vplyv na cenovú hladinu aj vo forme nízkej dovezenej inflácie.

2004

Na medziročnej báze dosiahla dynamika celkovej inflácie k decembru 5,9%.

Na cenový vývoj v roku 2004 vplývali najmä domáce nákladové faktory. Celkový cenový vývoj bol ovplyvnený administratívnymi opatreniami, keď v januári došlo k rastu regulovaných cien a k zmene sadzieb DPH (jednotná 19%-ná daň z príjmu fyzických a právnických osôb) a v máji k miernemu zvýšeniu spotrebných daní z tabaku a tabakových výrobkov. Administratívne opatrenia (predovšetkým rast cien energií) sa ako sekundárny efekt prejavili vo výraznejšom náraste cien trhových služieb.

Tlmiaco na cenovú hladinu pôsobil vývoj cien potravín, čo bolo dôsledkom vplyvu konkurencie, posilňovania výmenného kurzu slovenskej koruny a otvorenia trhu vstupom SR do EÚ (máj).

Externé faktory pôsobili na cenovú hladinu tlmiačo. Pokračujúce posilňovanie výmenného kurzu slovenskej koruny voči euru, ako aj americkému doláru čiastočne tlmil výrazný nárast ceny ropy na medzinárodných trhoch. Vývoj kurzu mal dopad na cenovú hladinu aj vo forme dovezenej inflácie, čo sa odrazilo, okrem cien potravín, aj v pomalom raste cien obchodovateľných tovarov.

4. ZÁKLADNÉ POJMY A TEORETICKÉ VÝCHODISKO MODELU

Táto kapitola by mala predstavovať stručný prehľad potrebnej teórie, ktorá je nevyhnutná pre pochopenie postupov a výsledkov praktickej časti. Zameriame sa skôr na význam pojmov pre praktickú analýzu časových radov, a preto uvedieme iba ich základné definície.

4.1 Stacionárne časové rady

Nech (Ω, S, P) je ľubovoľný pravdepodobnostný priestor. Nech T je indexová množina, ktorá má na ňom reláciu usporiadania: ak $t_1, t_2 \in T$ $t_1 < t_2$ alebo $t_1 > t_2$. Množina náhodných premenných $\{X(\omega, t), t \in T, \omega \in \Omega\}$ definovaná na pravdepodobnostnom priestore (Ω, S, P) sa nazýva stochastický (náhodný) proces.

Pre každé fixované $\omega \in \Omega$ funkciu $X(\omega, t)$ parametra t nazývame trajektóriou alebo realizáciou náhodného procesu. Pri fixovanom ω môžeme teda náhodný proces chápať ako množinu náhodných premenných $\{X(t), t \in T\}$ definovanú na (Ω, S, P) .

Ak $T = \mathbb{Z}$, stochastický proces sa nazýva časovým radom. Každú z realizácií časového radu tiež nazývame časovým radom.

Ekonomika ako celok je vystavená rôznym zmenám a šokom. Nás zaujíma, ako sa s nimi vysporiada, čiže sledujeme, či budú mať tieto zmeny trvalé následky na makroekonomické veličiny, alebo sa postupne vplyv zmien vytratí a ekonomika sa dostane do pôvodného stavu. Vtedy majú makroekonomické veličiny, ktoré opisujú jej stav, stacionárny charakter.

Aby sme mohli časové rady modelovať a popisovať, je nevyhnutné predpokladať pre ne spomenutú vlastnosť, ktorá sa nazýva stacionarita.

Vo všeobecnosti možno povedať, že stacionarita časového radu znamená, že správanie tohto radu je v určitom zmysle stochasticky ustálené. Stacionarita teda zaručuje istý koncept štatistickej rovnováhy. Rozlišujeme medzi silnou stacionaritou, keď pravdepodobnostné rozdelenie náhodného vektora $(y_{t_1}, \dots, y_{t_k})$ je rovnaké ako rozdelenie vektora $(y_{t_1+h}, \dots, y_{t_k+h})$ pre ľubovoľné h^5 a menej obmedzujúcou, a preto v praxi častejšie požadovanou slabou stacionaritou.

Proces je slabo stacionárny, ak sú splnené nasledujúce podmienky:

1. $E y_t = const$ t
2. $Var y_t = E y_t^2 - (E y_t)^2 = const$ t
3. $Cov y_t, y_{t-j} = E y_t \cdot y_{t-j} - (E y_t)(E y_{t-j}) = const$ t, j

⁵ Uvedené vektory majú rovnakú distribúciu: $F(y_{t_1}, \dots, y_{t_k}) = F(y_{t_1+h}, \dots, y_{t_k+h})$

Podľa uvedenej definície je teda slabo stacionárnym⁶ taký proces, ktorý je rovnomerne vyvážený (tzn. s konštantným rozptylom) okolo konštantnej úrovne (tzn. má konštantnú strednú hodnotu), pričom závislosť medzi jeho dvomi ľubovoľnými pozorovaniami závisí iba na ich vzájomnej časovej vzdialenosti a nie na ich umiestnení v rade.

Stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$ majúci nasledujúce vlastnosti:

$$E \varepsilon_t = 0$$

$$E \varepsilon_t \varepsilon_{t-k} = \begin{cases} \sigma_k^2 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}$$

nazývame biely šum.

Keďže platí:

$$E \varepsilon_t = 0 \quad t$$

$$Var \varepsilon_t = E \varepsilon_t^2 = E \varepsilon_{t-k}^2 = \sigma_k^2 = 0 \quad t$$

$$Cov \varepsilon_t \varepsilon_{t-j} = E \varepsilon_t \varepsilon_{t-j} = E \varepsilon_{t-j} \varepsilon_t = 0 \quad t, j = 0$$

je to najjednoduchší príklad stacionárneho stochastického procesu.

4.2 Nestacionárne časové rady

Doteraz sme uvažovali o stacionárnych časových radoch. V prípade väčšiny makroekonomických premenných sa však charakteristiky ich časových radov menia s časom a preto hovoríme, že majú nestacionárny charakter. Vlastnosť nestacionarity má teda časový rad vtedy, ak nie je splnená niektorá z troch uvedených definičných podmienok stacionarity.

Práve nestacionarita môže spôsobiť problém falošnej regresie (spurious regression). V takejto situácii štandardné testy indikujú významné vzťahy medzi jednotlivými radmi, ktoré ale môžu byť iba zdanlivé. Na túto problematiku poukázali Granger a Newbold (1974). Pre ilustráciu uvažujme nasledujúce procesy (náhodné prechádzky):

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \varepsilon_{1t} \text{ je biely šum}$$

$$x_t = x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \varepsilon_{2t} \text{ je biely šum}$$

$$E \varepsilon_{1t} \varepsilon_{2s} = 0 \quad t, s$$

$$E \varepsilon_{1t} \varepsilon_{1,t-k} = 0 \quad k = 0$$

⁶ V ďalších častiach budeme uvažovať len o slabej stacionarite, preto ju budeme zjednodušene nazývať stacionarita.

V tomto prípade sú x_t a y_t nekorelované náhodné prechádzky. x_t neovplyvňuje, ani nie je ovplyvňované y_t , takže koeficient β_1 v regresii

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + \varepsilon_t$$

by mal byť, odrážajúc vzťah medzi časovými radmi, nula a koeficient determinácie (R^2) by mal byť blízky nule. V dôsledku nestacionárnosti však regresná závislosť môže vychádzať preukazná napriek tomu, že medzi radmi chýba akékoľvek spojenie. Ak sú napríklad dva nestacionárne časové rady rastúce, môžu sa ukázať ako korelované, aj keď rastú z úplne iných dôvodov.

4.2.1 Integrované procesy

Dôležitým typom nestacionárneho procesu je integrovaný proces, pretože ho možno diferencovaním upraviť na stacionárny. Nestacionárny časový rad x_t je integrovaný rádu $k > 0$, označujeme $I(k)$, ak jeho k -ta diferencia $\Delta^k x_t$ je stacionárny proces. Stacionárny časový rad je integrovaný rádu nula, označujeme ho $I(0)$.

V prípade makroekonomických premenných platí, že väčšina z nich sú rady integrované rádu jedna a niektoré sú $I(2)$ procesy. V praxi preto stačí obmedziť pozornosť na časové rady, ktoré sú najviac $I(2)$.

4.2.2 Jednotkový koreň

Uvažujme časový rad y_t generovaný autoregresným procesom prvého rádu:

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.1)$$

$t = 1, 2, \dots$, ρ je parameter a ε_t je biely šum. Predpokladajme, že $\rho = 1$. Potom je jednoduché opakovanou substitúciou ukázať, že y_t môže byť vyjadrené:

$$\begin{aligned} y_1 &= y_0 + \varepsilon_1 \\ y_2 &= y_1 + \varepsilon_2 = y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 \\ y_3 &= y_2 + \varepsilon_3 = y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \varepsilon_3 \\ &\dots \\ &\dots \\ y_t &= y_{t-1} + \varepsilon_t = y_0 + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 + \dots + \varepsilon_t = y_0 + \sum_{i=1}^t \varepsilon_i \end{aligned}$$

Z uvedeného vidíme, že

$$Var(y_t) = Var(y_0) + Var\left(\sum_{i=1}^t \varepsilon_i\right) = 0 + \sum_{i=1}^t Var(\varepsilon_i) = t \cdot \sigma^2$$

čo je výraz rastúci s časom, a preto je rad y_t pre $\rho = 1$ (náhodná prechádzka) nestacionárny. Hovoríme, že má jednotkový koreň.⁷ Môžeme ho však diferencovaním previesť na stacionárny, pretože $\Delta y_t = \varepsilon_t \sim I(0)$, teda píšeme $y_t \sim I(1)$ a $\Delta y_t \sim I(0)$.

Ak $|\rho| < 1$ rad je stacionárny a ak $|\rho| > 1$, správa sa explozívne a nie je možné pretransformovať ho na stacionárny.

4.2.3 Testy jednotkového koreňa

Keďže konvenčné ekonometrické teórie sa spoliehajú na splnenie predpokladu stacionarity, je dôležité testovať, či túto vlastnosť dáta majú. Testy, ktoré predstavujú spôsob, ktorým možno overiť, či je časový rad integrovaný (I(1)) alebo stacionárny (I(0)), sa nazývajú testy jednotkového koreňa (unit root tests). Problém testovania radov na jednotkový koreň bol jednou z najdôležitejších a najdiskutovanejších tém v ekonometrii za posledné desaťročie. Pozri [7]. Na ilustráciu princípu fungovania takýchto testov uvažujme autoregresný proces prvého rádu (AR(1)):

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.2)$$

kde ρ je parameter a ε_t je biely šum. Testovanie prítomnosti jednotkového koreňa potom znamená testovanie hypotéz:

$$H_0: \rho = 1 \text{ proti } H_1: \rho < 1$$

Medzi testy, ktoré slúžia na overenie stacionarity časového radu patria Dickey-Fullerove testy (DF testy). Sú však upravené a v skutočnosti testujú parameter γ rovnice, ktorú dostaneme odčítaním y_{t-1} od oboch strán rovnice (4.2.2):

$$y_t - y_{t-1} = (\rho - 1) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2.3)$$

Keďže $\gamma = (\rho - 1)$, nulová hypotéza $H_0: \rho = 1$ je ekvivalentná hypotéze $H_0: \gamma = 0$, ktorá je testovaná oproti alternatíve $H_1: \gamma < 0$.

V prípade, že zamietneme $H_0: \gamma = 0$, potom $y_t \sim I(0)$. Ak nezamietneme nulovú hypotézu o prítomnosti jednotkového koreňa, časový rad y_t bude integrovaný rádu najmenej jedna. V tomto prípade budeme pokračovať testovaním časového radu prvých diferencií:

$$y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

⁷Pôvod termínu jednotkový koreň presne uvidíme, ak prepíšeme 4.2.1 pomocou L operátora ($Ly_t = y_{t-1}$): $y_t - \rho \cdot y_{t-1} = y_t(1 - \rho L) = \varepsilon_t$. Korene procesu sú koreňmi polynómu $(1 - \rho z)$. $(1 - \rho z) = 0$ vtedy a len vtedy, ak $z = 1/\rho$ a koreň $z = 1$ práve vtedy, keď $\rho = 1$. Rad je teda nestacionárny, ak má jednotkový koreň ($z = 1$).

upraveného odčítaním člena Δy_{t-1} od oboch strán rovnice:

$$y_t - y_{t-1} = (1 - \gamma) \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$${}^2y_t - {}^2y_{t-1} = \varepsilon_t$$

Opäť bude testovaný parameter γ pri tej istej nulovej aj alternatívnej hypotéze. Ak je nulová hypotéza zamietnutá, môžeme vyvodiť záver, že $y_t \sim I(1)$. Jej nezamietnutie bude korešpondovať tomu, že rad y_t je najmenej $I(2)$. Použitím softvéru Eviews môžeme otestovať aj druhé diferencie časového radu a teda zamietnuť alebo nezamietnuť hypotézu o tom, že rad je $I(2)$. V tomto prípade odvodíme testovanú regresiu:

$${}^3y_t - {}^3y_{t-1} = \varepsilon_t$$

nasledovne:

$${}^2y_t - {}^2y_{t-1} = \varepsilon_t$$

$${}^2y_t - {}^2y_{t-1} = (1 - \gamma) \cdot {}^2y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Rovnica (4.2.2) predstavuje základný tvar, ktorý možno pomocou DF testov testovať na prítomnosť jednotkového koreňa. Okrem nej Dickey a Fuller uvádzajú ďalšie dva tvary na testovanie rádu integrácie, v ktorých je zahrnutá konštanta μ a lineárny časový trend δ :

$$y_t - \mu - \delta \cdot t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

$$y_t - \mu - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

$$y_t - \mu - \delta \cdot t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

Medzi najpoužívanejšie unit root testy patrí ADF (Augmented Dickey-Fuller) ⁸, KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin), PP(Phillips-Perron) test.

Pri použití ADF testu je možné testovať parameter γ niektorej z nižšie uvedených regresii pri tej istej nulovej a alternatívnej hypotéze ako v prípade DF testov ($H_0: \gamma = 0$ oproti $H_1: \gamma < 0$):

$$y_t - y_{t-1} = \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot y_{t-i} + \varepsilon_t$$

⁸ ADF test má však veľmi nízku silu. Nedokáže totiž rozlíšiť medzi procesom s jednotkovým koreňom ($\rho=1$) a procesom blízky procesom s jednotkovým koreňom ($1 > \rho > 0,9$). Takže si často môžeme myslieť, že máme nestacionárnu premennú, ktorá je ale v skutočnosti stacionárna. Viac sa o problematike testov jednotkového koreňa dočítame v [7].

$$y_t = \alpha + \beta \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \cdot y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$y_t = \alpha + \beta \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \cdot y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Lagy člena Δy_t sú zahrnuté, aby bola pripustená možnosť, že y_t by mohol byť autoregresným procesom vyššieho rádu (tu AR(m+1)) a aby sa odstránila autokorelácia reziduí (sériová korelácia v regresii).

4.3 Kointegrácia

Problematika dlhodobých vzťahov medzi časovými radmi súvisí s pojmom ekvilibrium, ktorý chápeme ako stav, ku ktorému je systém neustále priťahovaný. Keďže systém je vystavený šokom, nenachádza sa v ekvilibriu, ale v stave, ktorý k rovnovážnemu stavu v čase konverguje.

Pri konštrukcii modelov ekonomických časových radov vychádzame z predpokladu, že vývoj radov spätých zdôvodneným ekonomickým vzťahom sa v dlhodobom časovom horizonte nerozhádza. Ak odklon smeru vývoja časových radov je iba krátkodobý, časom sa vytráca a existuje hranica, ktorú rady neprekročia, hovoríme, že sú v stave konvergujúcom k ekvilibriu. Štatistické vyjadrenie tohto stavu sa nazýva kointegrácia časových radov. Ak neexistuje spomenutá hranica, hovoríme, že časové rady nie sú kointegrované.

Myšlienka kointegrácie umožňuje hľadať aj medzi nestacionárnymi radmi vzájomný vzťah.

Uvažujme procesy x_t a y_t typu I(d). Ak existuje lineárna kombinácia $(\alpha \cdot x_t + \beta \cdot y_t) \sim I(d-c)$, kde $c > 0$, potom sa tieto procesy nazývajú kointegrované rádu d,c a označujú sa ako $(x_t, y_t) \sim CI(d,c)$. Vektor $(\alpha, \beta)'$ sa nazýva kointegračný vektor a v prípade dvoch procesov môže existovať najviac jeden. Definíciu kointegrácie možno zovšeobecniť na k integrovaných procesov. V prípade k procesov môže existovať najviac $r \leq k-1$ kointegračných vektorov. V prípade procesov, ktoré sú integrované rozdielneho rádu však musí existovať viac ako jeden proces vyššieho rádu, aby mohli byť kointegrované.

V ekonometrii je najzaujímavejší prípad, keď lineárna kombinácia procesov je stacionárna, teda keď $d = c$. Vtedy je medzi procesmi dlhodobý vzťah $\alpha \cdot x_t = -\beta \cdot y_t$ a platí $\alpha \cdot x_t + \beta \cdot y_t = \varepsilon_t \sim I(0)$.

Význam kointegrácie

- Strednú hodnotu stacionárnej lineárnej kombinácie integrovaných časových radov je možné chápať ako ekvilibrium, ktoré spája uvažované časové rady.
- Analýza vzťahov medzi integrovanými časovými radmi má zmysel iba vtedy, keď sú tieto časové rady kointegrované, teda späté spoločným stochastickým

trendom. Pri skúmaní časových radov, ktoré nie sú kointegrované môže vzniknúť stav, ktorý sa nazýva “spurious regression”. Test kointegrácie časových radov je teda súčasne metódou pre odlišenie medzi pravou a falošnou regresiou.

- Skupinu kointegrovaných časových radov možno popísať modelom korekcie chyby (ECM), v ktorom je možné odlišiť dlhodobé a krátkodobé vzťahy medzi časovými radmi.

4.4 ADL a ECM modely

Východiskom pre konštrukciu ECM (Error Correction Model) modelov je analýza dynamických vlastností vzťahov medzi ekonomickými premennými založená na modeloch ADL(m,n,p) – Autoregressive Distributed Lags (modeloch s autoregresne rozdelenými oneskoreniami).

m- stupeň oneskorenia závisle premennej

n- najvyšší stupeň oneskorenia spomedzi nezávisle premenných

p- počet vysvetľujúcich premenných

Uvažujme najjednoduchšiu formu ADL modelu, model ADL(1,1,1):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \alpha_0 x_t + \alpha_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.2.4)$$

Rovnicu (4.2.4) možno previesť odpočítaním výrazu y_{t-1} od oboch strán a pripočítaním a odpočítaním výrazov $\beta_0 x_{t-1}$, $(\alpha_1 - 1) x_{t-1}$ k jej pravej strane a následnými úpravami na tvar:

$$y_t - \beta_1 y_{t-1} = \beta_0 x_t + (\alpha_1 - 1) y_{t-1} + (\alpha_1 - \beta_1) x_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.2.5)$$

alebo

$$y_t - \beta_1 y_{t-1} = \beta_0 x_t + \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} + \frac{\alpha_1 - \beta_1}{1 - \beta_1} x_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.2.6)$$

Uvedená rovnica (4.2.6) nám umožňuje rozlíšiť krátkodobé a dlhodobé vzťahy, ktoré popíšeme v nasledujúcej časti. Pri úvahách o dlhdoobej makroekonomickej rovnováhe predpokladáme:

$$y_t = y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y_0 = E(y_t) = y \quad (4.2.7)$$

$$x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = \dots = x_0 = E(x_t) = x \quad (4.2.8)$$

$$y_t - x_t = 0 \quad (4.2.9)$$

Substitúciou pomocou 4.2.7-4.2.9 upravíme rovnicu 4.2.6 na tvar:

$$y_t = \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} + \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} y_{t-1} + \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} x_{t-1} \quad (4.2.10)$$

Člen (4.2.10) vyjadruje dlhodobé riešenie, rovnováhu, ku ktorej smerujú časové rady príslušných premenných. Parameter $(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1)$ sa nazýva dlhodobý multiplikátor a vyjadruje mieru dlhodobej elasticity závislej premennej vzhľadom na nezávisle premennú.

Zo vzťahu (4.2.6) vyplýva, že ak by vysvetľovaná premenná neopustila trajektóriu dlhodobej rovnováhy, potom by pre každé obdobie (t-1) platil vzťah

$$y_t - E(y_{t-1}) = E \left[\frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} (y_{t-1} - E(y_{t-1})) + \frac{\alpha_1}{1 - \alpha_1} (x_{t-1} - E(x_{t-1})) \right]$$

a vzťah 4.2.6 by bol ekvivalentný so vzťahom

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_1 (x_{t-1} - x_{t-1}^*) \quad (4.2.11)$$

Člen $(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$ vyjadruje odchýlku od dlhodobej rovnováhy, ktorá vznikla v predchádzajúcom období. Nazýva sa člen korigujúci chyby (error correction term). Rovnice, ktoré ho obsahujú, sa nazývajú modely korigujúce chyby – ECM.

Parameter α_1 sa interpretuje ako intenzita zotrvačnosti, čiže $(\alpha_1 - 1)$ môžeme interpretovať ako rýchlosť, akou sa krátkodobé vychýlenie od rovnovážneho stavu stratí. Model si zachováva dlhodobú stabilitu, ak $0 < \alpha_1 < 1$. Čím menšie je α_1 , tým rýchlejšie sa rad dostane do dlhodobého ekvilibria. V prípade, že neplatí: $0 < \alpha_1 < 1$, nastáva narušenie dlhodobej stability modelu, čo vedie k narušeniu mechanizmu na korekciu chýb. Prejaví sa to tým, že parameter pri korekčnom člene je kladný.

Parameter β_0 sa nazýva krátkodobý multiplikátor. Indikuje vplyv krátkodobej závislosti medzi závisle a nezávisle premennou.

Tento mechanizmus však funguje iba v prípade, že vysvetľovaná i všetky vysvetľujúce premenné sú stacionárne. V prípade nestacionárnych premenných musia byť tieto premenné kointegrované, teda odchýlky od dlhodobej trajektórie musia byť stacionárne.

Všetky doterajšie úvahy možno zovšeobecniť pre prípad p vysvetľujúcich premenných. ADL(1,1,p) by mal tvar

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \dots + \beta_p x_{t-p} + \alpha_1 (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_2 (x_{t-1} - x_{t-1}^*) + \dots + \alpha_p (x_{t-p} - x_{t-p}^*) + \epsilon_t$$

, ktorý je možné analogickou transformáciou ako v prípade ADL(1,1,1), previesť na tvar

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t1} + \dots + \alpha_p x_{tp} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_{p-1} y_{t-p+1} + \beta_p y_{t-p} + \epsilon_t$$

alebo

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t1} + \dots + \alpha_p x_{tp} + \beta_1 y_{t-1} + \frac{\beta_2}{1 - \beta_1} x_{t1} + \dots + \frac{\beta_p}{1 - \beta_1} x_{tp} + \epsilon_t$$

Z poslednej uvedenej rovnice je tiež jednoduché rozlíšiť korekčný člen vyjadrujúci dlhodobú rovnováhu a krátkodobé impulzy vysvetľujúcich premenných.

5. MODELOVANIE INFLÁCIE

V nasledujúcej kapitole sa budeme zaoberať modelovaním rovníc jadrovej a celkovej inflácie. Využitím teórie, ktorú sme v predchádzajúcich častiach popísali, sa budeme snažiť skonštruovať jednoduché jednorovnicové modely, ktoré by čo najviac vystihovali reálne dáta. Použité údaje budú štvrťročné, z obdobia 1997-2004, nakoľko dve premenné sú merané až od roku 1997. Dáta sme získali zo Štatistického úradu Slovenskej republiky a zo stránky Národnej banky Slovenskej republiky. Na odhad rovnice sme používali program EViews.

5.1 Transformácia dát

Veľa ekonomických časových radov rastie v čase. V mnohých prípadoch však platí, že ich absolútny prírastok $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ rastie tiež. Na druhej strane percentuálny rast väčšinou nemá tendenciu rásť alebo klesať, bude teda skôr stacionárny. Keďže

$$\log x_t - \log x_{t-1} = \log \frac{x_t}{x_{t-1}} \approx \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1$$

stacionarita miery rastu implikuje stacionaritu $\Delta \log(x_t)$. Zmeny v logaritmoch niektorých ekonomických časových radov sú preto, na rozdiel od zmien v úrovniach, stacionárne s väčšou pravdepodobnosťou.

Zmenu logaritmu tiež môžeme jednoducho interpretovať, keďže vyjadruje percentuálnu zmenu (relatívny prírastok) danej veličiny. Z týchto dôvodov sme pri modelovaní používali logaritmy nižšie uvedených časových radov.

5.2 Použité časové rady

Zo spomínaných druhov inflácie sme si vybrali modelovanie celkovej a jadrovej inflácie. V podstate sme modelovali medzištvrťročné zmeny logaritmov jadrového a celkového indexu spotrebiteľských cien, ktoré zachovávajú aj informáciu o vývoji inflácie medzi jednotlivými štvrťrokmi. O tú by sme pri modelovaní medziročných zmien prišli. Pre porovnanie uvádzame v **prílohe 3** celkový i jadrový index spotrebiteľských cien, ako aj medzištvrťročné a medziročné zmeny ich logaritmov, ktoré dostatočne dobre aproximujú medzištvrťročnú i medziročnú mieru celkovej i jadrovej inflácie.

Vysvetľovanými premennými teda boli index spotrebiteľských cien (*CPI*) a jadrový index spotrebiteľských cien (*CPICORE*). Vychádzajúc z teórie sme za vysvetľujúce premenné zvolili a následne sme aj potvrdili ich vplyv, nasledujúce

veličiny: jednotkové mzdové náklady (*ULC*), ceny Európskej únie (*PEU*) a časový rad regulovaných cien (*REG*). V nasledujúcej časti zdôvodníme, prečo sme si ktorý rad vybrali a upresníme spôsob jeho výpočtu.

ULC (jednotkové mzdové náklady)

Jednotkové mzdové náklady sme považovali z dlhodobého hľadiska za základnú vysvetľujúcu premennú, pretože odrážajú inflačné tlaky domáceho prostredia. Ak nastane situácia, že mzdy rastú rýchlejšie ako produktivita práce, vyjadrená členom *YR/L*, môže to spôsobovať infláciu. Veľkosť ich vplyvu by bolo možné brať zvlášť pre sektor obchodovateľných a zvlášť pre sektor neobchodovateľných tovarov.

Produktivita v sektore obchodovateľných tovarov je úzko spojená s technologickým pokrokom, preto je jednoduchšie ju zvyšovať. Ak teda v obchodovateľnom sektore vzrastie faktor produktivity, bude to mať za následok rast miezd v tomto sektore. Vďaka mobilite pracovnej sily musí však vzrásť mzda aj v sektore služieb napriek tomu, že technologický pokrok v tomto prípade neovplyvnil produktivitu. V sektore neobchodovateľných tovarov teda nastáva spomenutá situácia, keď mzdy rastú rýchlejšie ako produktivita práce. Výsledkom bude, že cena neobchodovateľného tovaru (služby) vzrastie.⁹

Tiež si treba uvedomiť skutočnosť, že obchodovateľné tovary sú predmetom medzinárodnej výmeny. Tlak konkurencie zo zahraničia spôsobuje, že naši výrobcovia nemôžu dvíhať ceny na vyššiu úroveň, ako sú zahraničné ceny. Zahraničie však nemá vplyv na ceny za služby, ktoré preto môžu rásť.

Súčasne platí, že ak rastú jednotkové mzdové náklady, zostáva menej na investície a zisk. Podnikatelia a firmy v snahe udržať si zisky zvyšujú ceny.

Jednotkové mzdové náklady sme vypočítali pomocou priemernej nominálnej mesačnej mzdy za celé hospodárstvo SR (*WN*), hrubého domáceho produktu vyjadreného v stálych cenách roku 1995 (*YR*) a počtu pracujúcich podľa štatistického výkazníctva (*L*) nasledovne:

$$ULC = \frac{3 * WN}{\frac{YR}{L}}$$

PEU (ceny Európskej únie)

Nakoľko je ekonomika našej krajiny otvorená, uvažovali sme vplyv inflácie dovážanej z krajín, ktoré patria k našim najväčším obchodným partnerom, z krajín

⁹ Tento jav nastáva v menších krajinách za splnenia predpokladov konštantných výnosov z rozsahu v produkcii obchodovateľných aj neobchodovateľných tovarov a dokonalej mobility pracovnej sily a označuje sa ako Balassa-Samuelsonov efekt.

Európskej únie. Pomocou tejto veličiny sme sa teda v rovnicach pokúsili vyjadriť závislosť inflácie našej krajiny od inflácie dovezenej zo zahraničia.

Túto premennú sme vypočítali ako súčin štvrtročného indexu spotrebiteľských cien Európskej únie (*CPIEU*, december 2000=100) a kurzu slovenskej koruny voči euru (*SKKEUR*):

$$PEU = CPIEU * SKKEUR$$

REG (regulované ceny)

Pri regulovaní sú určené limitované (maximálne) ceny pre spotrebiteľov. Vždy keď bola reguláciou cena zvýšená, aj skutočná cena vzrástla na hranicu nového povoleného maxima. Dôvodom bolo, že regulované ceny boli úrovňou ekonomicky oprávnenej ceny. V súčasnosti by regulované ceny nemali poškodzovať výrobcu (už to nie je regulácia pod cenu) a teda by mali rásť po maximálnu hranicu iba pri raste nákladov.

Aj keď jadrová inflácia v sebe nezahŕňa regulované ceny, napriek tomu môže na ňu ich zvýšenie vplývať sekundárne, pretože zvýšené ceny napríklad benzínu, plynu,... sa premietajú do nákladov výrobcov, ktorí za účelom udržania svojich ziskov zvyšujú ceny vyrábaných tovarov a služieb. To bolo hlavným dôvodom, prečo sme do rovnice jadrovej inflácie exogénne zahrnuli ich vplyv.

V prípade celkovej inflácie boli regulované ceny, nakoľko sú jej súčasťou, jednou z vysvetľujúcich premenných zahrnutých do dlhodobého vzťahu.

Index regulovaných cien sme vypočítali pomocou časových radov percentuálnych zmien regulovaných cien v porovnaní s predchádzajúcim obdobím a rovnakým obdobím minulého roka, ktoré sú mesačne od roku 1999 a spätne aj za roky 1997 a 1998, zverejňované ŠÚ SR. Za základ sme tiež položili tiež december 2000. Pomocou jednoduchého aritmetického priemeru sme vypočítaný časový rad upravili na časový rad štvrtročných údajov.

Grafy zobrazujúce vývoj uvedených veličín od roku 1993 uvádzame v **prílohe 4**. Keďže sa časový rad regulovaných cien uvádza až od roku 1997 a nezískali sme jeho spätne vypočítané hodnoty ako v prípade jadrovej inflácie, museli sme sa pri modelovaní obmedziť na používanie takto skrátených časových radov.

5.3 Testovanie stacionarity a kointegrácie

Predtým, ako sme začali tvoriť model, bolo potrebné otestovať všetky časové rady na stacionaritu. Splnenie podmienky stacionarity je nevyhnutné pri použití premenných v EC rovnici.

Najskôr sme otestovali pomocou ADF testu úrovně logaritmov všetkých časových radov: $\log(CPI)$, $\log(CPICORE)$, $\log(ULC)$, $\log(PEU)$, $\log(REG)$. V prípade každého z nich nebola na základe ADF testu zamietnutá hypotéza o prítomnosti jednotkového koreňa, čím sa potvrdila nestacionárnosť týchto časových radov. Aby sme zistili rád integrácie, testovali sme ďalej prvé diferencie. Pri ich testovaní sa nepotvrdila prítomnosť jednotkového koreňa (na základe výsledkov testu sme zamietli H_0) ani u jedného z nich, preto sme ďalej všetky spomenuté časové rady uvažovali ako I(1) procesy.

Kvôli možnosti vizuálneho porovnania nestacionárnych a stacionárnych časových radov uvádzame v **prílohe 5** grafy úrovní a diferencií používaných procesov.

V časti 4.3 sme popísali dôležitosť lineárnej kombinácie integrovaných premenných, ktorá je stacionárna. Ukázalo sa, že platí ($\log(CPICORE)$, $\log(ULC(-1))$, $\log(PEU)$) \sim CI(1,1) a tiež ($\log(CPI)$, $\log(ULC)$, $\log(PEU)$, $\log(REG)$) \sim CI(1,1). Nastal teda ten prípad, kedy je lineárna kombinácia nestacionárnych premenných stacionárna a je možné ju považovať za kointegračný člen. Kointegráciu veličín, ekonomicky vyjadrujúcu dlhodobú rovnováhu, sme potvrdili pomocou Johansenovho kointegračného testu.

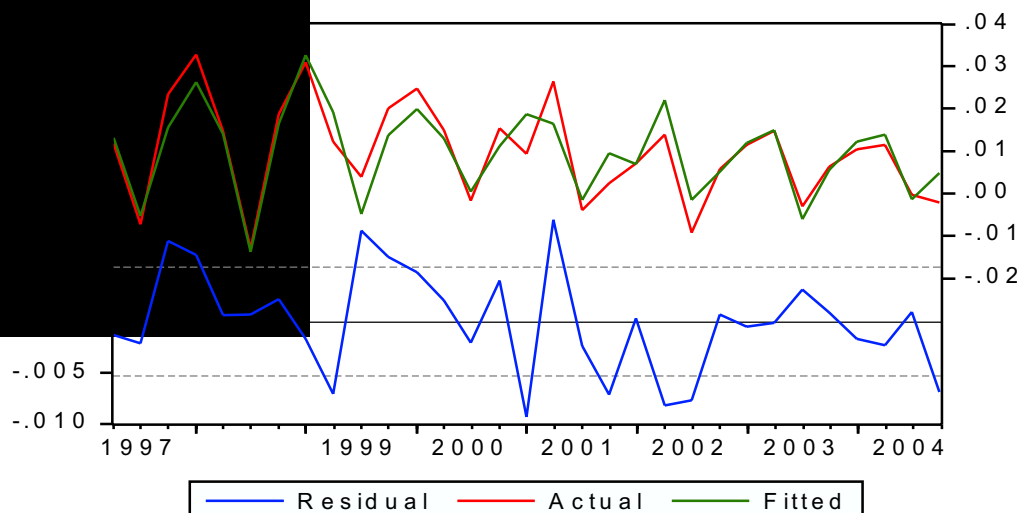
5.4 Jednoduché ECM modely inflácie

Model jadrovej inflácie

Keďže je naša krajina v období transformácie, nemožno ekonomické prostredie predchádzajúcich rokov považovať za stabilné. Preto nebolo možné ani jadrovú infláciu, značne ovplyvnenú nestabilitou krajiny, popísať iba dlhodobým vzťahom. Pridaním exogénnych premenných, vyjadrujúcich vplyv cenových deregulácií a medzištvrtročnej zmeny jadrového indexu spotrebiteľských cien spreď roka, ktoré sa obe ukázali ako štatisticky významné na 1% hladine významnosti, sa výrazne zvýšil koeficient determinácie. Úplné výsledky sú v **prílohe 6.1** Rovnica mala po odhadnutí parametrov nasledujúci tvar:

$$\begin{aligned} DLOG(CPICORE) = & 0.002 \\ & - 0.073*(LOG(CPICORE(-1)) - 0.723*LOG(ULC(-2)) - 0.391*LOG(PEU(-1)) \\ & - 1.98) \\ & + 0.044*DLOG(REG) \\ & + 0.624*DLOG(CPICORE(-4)) \end{aligned}$$

Pomocou rovnice sa nám podarilo vysvetliť 80% variability závisle premennej. Na nasledujúcom obrázku možno vizuálne porovnať skutočné hodnoty a ich aproximáciu hodnotami odhadnutými rovnicou.



Obr.1: Skutočné a teoretické hodnoty DLOG(CPICORE) a reziduá.

Interpretácia výsledkov modelovania

Z dlhodobého vzťahu vyjadrujúceho rovnováhu vidno, že domáce náklady vyjadrené pomocou jednotkových mzdových nákladov sa premietajú do cien s časovým posunom jedného štvrťroka, kým dovezené náklady vyjadrené pomocou cien EÚ ovplyvnia infláciu, i keď oveľa menej, okamžite. Podľa odhadnutých koeficientov možno tvrdiť, že v rovnovážnom stave spôsobí jednopercenčný nárast jednotkových mzdových nákladov v nasledujúcom štvrťroku vzrast indexu jadrovej inflácie o 0,72%, kým rovnako veľký nárast cien dovozu sa na inflácii prejaví ešte ten istý štvrťrok 0,39%-ným rastom.

Súčet váh prislúchajúcich vysvetľujúcim premenným v kointegračnom vzťahu iba mierne presahuje hodnotu -1. O kointegračnom vzťahu teda možno tvrdiť, že je takmer homogénny, čo by mohlo znamenať, že iné náklady ako mzdové a dovezené jadrovú infláciu neovplyvňujú. Ak by bol spomenutý súčet váh oveľa väčší ako -1, mohlo by to mať tendenciu „nafukovať“ infláciu“, respektíve by to bolo znakom toho, že nám chýba nejaká vysvetľujúca premenná. Táto mierne vyššia hodnota (približne -1,114) sa dá, keďže sme v štádiu dobiehania cien, na krátke obdobie akceptovať.

Keďže koeficient pred kointegračným vzťahom je záporný, dochádza ku korekcii k dlhodobej rovnováhe, aj keď veľmi pomaly (7%).

Nie veľký, ale štatisticky veľmi významný je vplyv deregulácií. Viac ako dvadsaťina ich rastu sa odrazí na jadrovej inflácii. Potvrdili sme aj exogénnu závislosť na zmene jadrového indexu spreď roka, čo môže vyjadrovať zotrvačný efekt jadrovej inflácie, ktorý má, zrejme aj vďaka adaptívnym očakávaniam, charakter sezónnosti.

Model jadrovej inflácie s reštrikciami

Aj keď súčet koeficientov vysvetľujúcich premenných v dlhodobom vzťahu predchádzajúcej rovnice iba mierne presiahol hodnotu -1, zaujímalo nás, ako by sa tieto koeficienty zmenili, ak by sme predpokladali homogenitu dlhodobého vzťahu. Urobili sme preto spomenutú reštrikciu, teda sme požadovali, aby ich súčet bol rovný -1 (úplné výsledky sú v **prílohe 6.2**).

$$\begin{aligned} D(\text{LOG}(\text{CPICORE})) = & 0.002 \\ & - 0.077*(\text{LOG}(\text{CPICORE}(-1)) - 0.722*\text{LOG}(\text{ULC}(-2)) - 0.278*\text{LOG}(\text{PEU}(-1))) \\ & - 2.918) \\ & + 0.047*\text{DLOG}(\text{REG}) \\ & + 0.599*\text{DLOG}(\text{CPICORE}(-4)) \end{aligned}$$

$R^2 = 81\%$

Ak porovnáme koeficienty týchto rovníc (**príloha 7**), môžeme si všimnúť, že zadaná reštrikcia sa prejavila znížením koeficientu pri cenách EÚ, čím sa potvrdil silnejší vplyv domácich inflačných tlakov, ktorý bolo možné predpokladať podľa vysokej štatistickej významnosti jednotkových mzdových nákladov.

Model celkovej inflácie

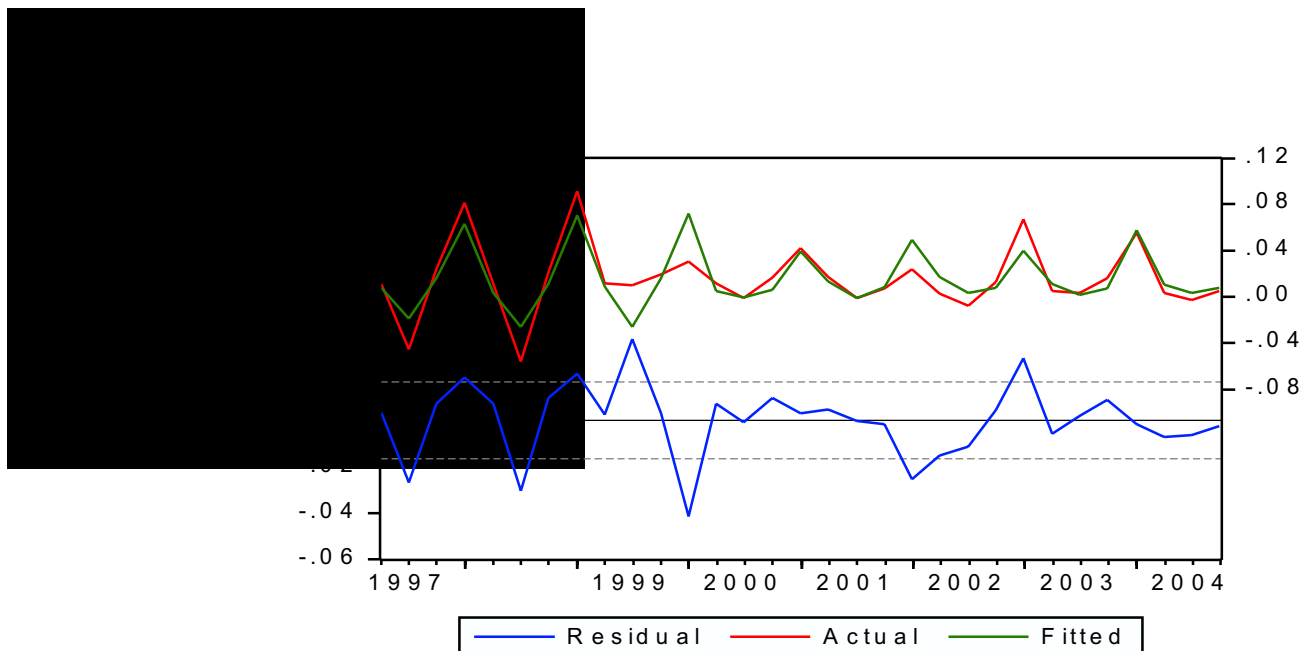
Celkovú infláciu sme modelovali pomocou tých istých vysvetľujúcich premenných, s tým rozdielom, že sme deregulácie, keďže sú súčasťou celkovej inflácie, zahrnuli do dlhodobého vzťahu. Súčasťou rovnice je okrem dlhodobého vzťahu aj exogénny vplyv relatívnych prírastkov spotrebiteľských cien s časovým oneskorením jedného roka, ktorý sa ukázal ako štatisticky významný na 1%-nej hladine významnosti.

Na parametre vysvetľujúcich veličín v dlhodobom vzťahu sme urobili, podobne ako pri modelovaní jadrovej inflácie obmedzenie, keď sme požadovali, aby ich súčet bol rovný -1. Dôvodom, prečo sme urobili spomenutú reštrikciu bol predpoklad, že okrem domácich nákladov v podobe *ULC*, dovezených nákladov v podobe *PEU* a regulovaných cien *REG*, na infláciu iné veličiny významnejšie neovplyvujú a teda celkový vplyv by mal byť rozložený medzi tieto premenné. Parametre rovnice sme odhadli nasledovne:

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CPI}) = & 0.007 \\ & - 0.264*(\text{LOG}(\text{CPI}(-1)) - 0.538*\text{LOG}(\text{ULC}(-1)) - 0.333*\text{LOG}(\text{REG}(-1)) - 0.129*\text{LOG}(\text{PEU}(-1))) \\ & - 2.47) \\ & + 0.541*\text{DLOG}(\text{CPI}(-4)) \end{aligned}$$

Presnejšie výsledky aj so štatistickými významnosťami jednotlivých parametrov sú uvedené v **prílohe 6.3**.

Pomocou rovnice sa nám podarilo vysvetliť približne 71% variability závisle premennej.



Obr.2: Skutočné a teoretické hodnoty DLOG(CPI) a reziduá.

Interpretácia výsledkov modelovania

Kvôli reštrikcii je dlhodobý vzťah homogénny. Keďže deregulácie vystupujú v dlhodobom vzťahu, ich impulz je korigovaný korekčným vzťahom. Pridaním regulovaných cien do kointegračného vzťahu nám v stave dlhodobej rovnováhy v porovnaní s predchádzajúcou rovnicou klesol vplyv aj jednotkových mzdových nákladov, aj cien EÚ (**príloha 7**). Podľa koeficientu tiež vidno, že sa deregulácie prenášajú s väčšou váhou (0,33) ako je ich váha v celkovom spotrebnom koši (len okolo 0,2). Na rozdiel od jadrovej inflácie, tu sa prenášajú impulzy zo strany jednotkových mzdových nákladov okamžite, rovnako ako ceny EÚ a regulované ceny.

Podľa veľkosti koeficientu pred kointegračným členom môžeme usudzovať, že rýchlosť prispôsobenia sa dlhodobej rovnováhe je oveľa väčšia ako v rovnici jadrovej inflácie (26%).

Tým, že sa potvrdil vplyv relatívnych prírastkov indexu spotrebiteľských cien s ročným oneskorením, bol aj v prípade celkovej inflácie preukázaný zotrvačný efekt sezónneho charakteru.

ZÁVER

Modelovať makroekonomické ukazovatele krajiny, ktorá sa nachádza v procese transformácie je veľmi zložitá. Nestabilita ekonomického prostredia môže spôsobovať, že správanie makroekonomických veličín nemusí byť v súlade s poznatkami vyplývajúcimi z makroekonomickej teórie. Napriek tomu je to dôležité vedieť, na základe akých impulzov sa hodnoty časových radov menia.

My sme skúsili potvrdiť vplyv veličín pôsobiacich na infláciu z domáceho prostredia i zo zahraničia. Kľúčovým výsledkom diplomovej práce sú dva jednorovnicové modely, ktoré popisujú vývoj jadrovej a celkovej inflácie u nás. V oboch rovniciach mali spomedzi vysvetľujúcich premenných najväčší vplyv jednotkové mzdové náklady. Okrem nich však hrala vo vývoji inflácie u nás výraznú úlohu aj inflácia dovezená z krajín EÚ. Zaujímavým bolo zistenie, že približne dvadsatina rastu regulovaných cien sa prenáša aj do jadrovej inflácie a tiež fakt, že v dlhodobom vzťahu rovnice celkovej inflácie majú regulované ceny väčšiu váhu, ako je ich váha v spotrebnom koši. Výsledky oboch modelov hovoria, že inflácia spotrebiteľských cien u nás má skôr nákladový charakter.

Na základe koeficientov pred dlhodobým vzťahom môžeme potvrdiť fungovanie korekčného mechanizmu v oboch rovniciach. Celková inflácia je podľa neho priťahovaná k svojej dlhodobej rovnováhe skoro štyrikrát väčšou rýchlosťou.

Možnosti rozvoja tejto práce by sme videli v modelovaní ďalších dvoch druhov inflácie spomínaných v práci (inflácia cien priemyselných výrobcov a inflácie cien HDP) a vzájomného porovnania rýchlostí akými sú korigované ich odchylky od dlhodobej rovnováhy. Určite by bolo zaujímavé tiež vytvorenie zložitejších modelov, kde by sa rôzne impulzy prenášali do inflácie cez viacero rovníc.

POUŽITÁ LITERATÚRA

- [1] Artl J., 1999, *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, Grada
- [2] Kuijs L., 2002, *Monetary Policy Transmission Mechanisms and Inflation in the Slovak Republic*, IMF, Working Paper WP/02/80
- [3] Banerjee A., Dulado J., Galbraith J.W., Henry D.F., 1993, *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press
- [4] Národná banka Slovenska, <http://www.nbs.sk>
- [5] Štatistický úrad Slovenskej republiky, <http://www.statistics.sk>
- [6] Chambers M.J., 2004, *Econometric Methods and Applications, Nonstationarity and Unit Roots*, University of Essex
- [7] Mahadeva L., Robinson P., 2004, *Unit Root Testing to Help Model Building*, Bank of England
- [8] Lisý J. a kol., 2002, *Všeobecná ekonomická teória*, IURA EDITION, spol. s r.o.
- [9] Huček J., 2002, *Modelovanie príjmov a spotreby obyvateľstva SR*, diplomová práca, FMFI
- [10] Malesich A., 2004, *Modelovanie reálneho efektívneho výmenného kurzu*, diplomová práca, FMFI
- [11] <http://www.bized.ac.uk/virtual/bank/economics/mpol/inflation/causes.htm>
- [12] Eviews4, *Help System*
- [13] Cipra T., 1986, *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*, SNTL, Praha

PRÍLOHY

Príloha 1

Zoznam hlavných odborov, ich váh z roku 2003 a počet reprezentantov v každom odbore.

Odbor	Názov odboru	Stále váhy v promile	Počet reprezentantov
01	Potraviny a nealkoholické nápoje	185,03	138
02	Alkoholické nápoje a tabak	51,42	11
03	Odevy a obuv	47,80	101
04	Bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá	281,51	45
05	Nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu	48,82	91
06	Zdravotníctvo	16,43	38
07	Doprava	98,08	75
08	Pošta a telekomunikácie	38,61	20
09	Rekreácie a kultúra	90,29	77
10	Vzdelanie	9,33	6
11	Hotely, kaviarne a reštaurácie	73,03	39
12	Rozličné tovary a služby	59,66	71
	Úhrnný index spotrebiteľských cien	1000,0	712

Príloha 2

Položky vylúčené zo spotrebného koša:

1. Položky s maximálnymi cenami

a) stanovené Ministerstvom financií SR

- čisté nájomné v nájomných bytoch
- vodné a stočné
- elektrina
- zemný plyn pre domácnosti
- vybrané položky liekov a výkonov v zdravotníctve
- osobná železničná doprava
- osobná autobusová doprava
- poštové služby
- telefónne a telegrafické služby

b) stanovené miestnymi orgánmi

- mestská hromadná doprava
- tepelná energia pre domácnosti
- služby spojené s bývaním (čistenie a kontrola komína, odvoz komunálneho odpadu, atď.)

2. Položky s vecne usmerňovanými cenami

- uhlie a koks
- vybrané položky liekov a výkonov v zdravotníctve
- školské a predškolské stravovanie
- služby sociálnej starostlivosti

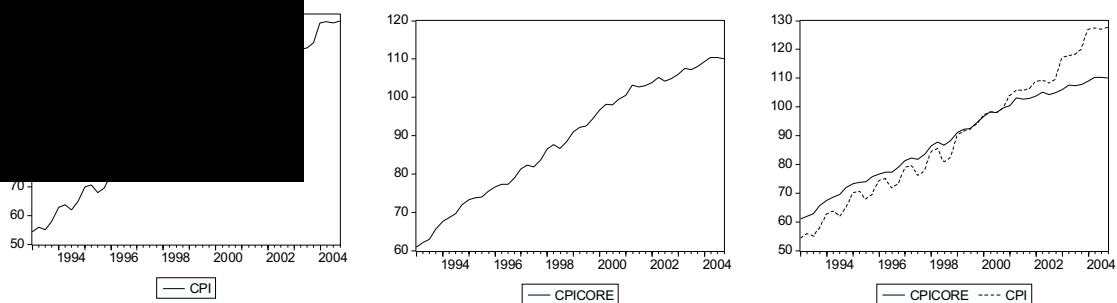
3. Poistenie, poplatky

- zákonné poistenie motorových vozidiel
- poplatky za rozhlas a televíziu
- poplatky za predškolské a školské vzdelanie
- poplatky za overenie podpisu v listinách, vydanie pasu, výpis z registra trestov a iné poplatky za právne úkony
- poplatok za psa

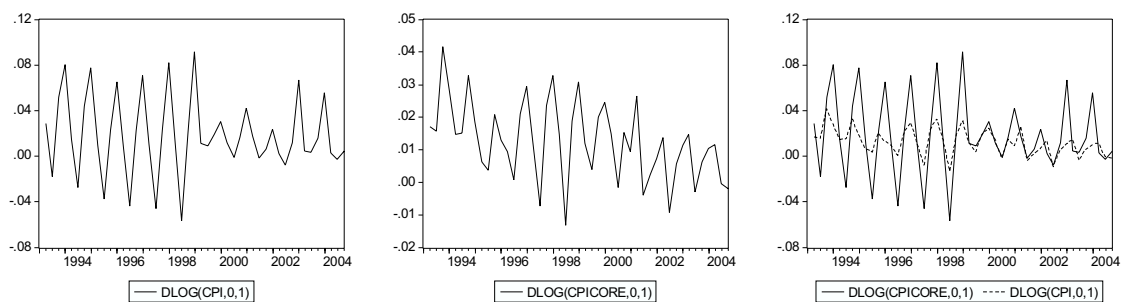
Položky, u ktorých sú eliminované cenové dopady vyplývajúce z titulu daňových úprav, ktoré však nie sú vylúčené zo spotrebného koša:

DPH
spotrebné dane
dotácie.

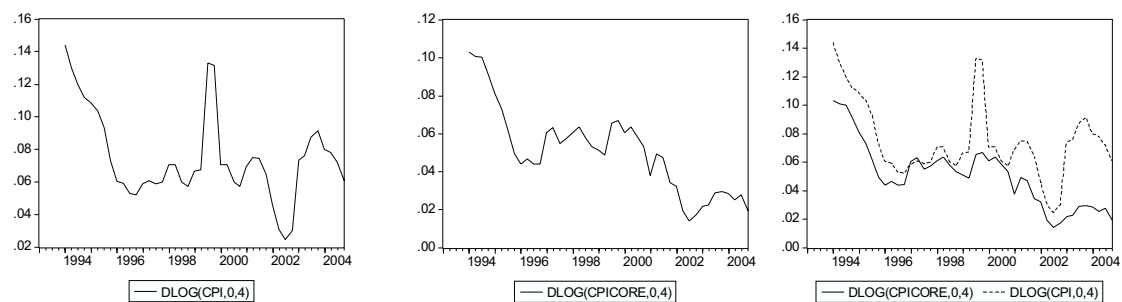
(*CPICORE*) index spotrebiteľských cien:



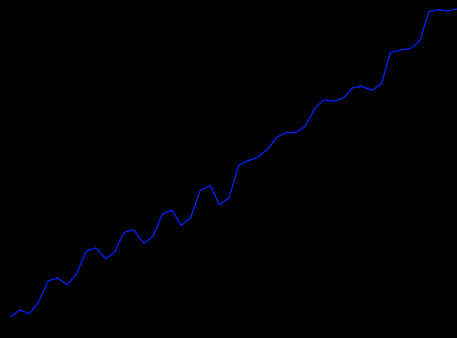
Medzištvrtročné zmeny logaritmov celkového a jadrového indexu spotrebiteľských cien



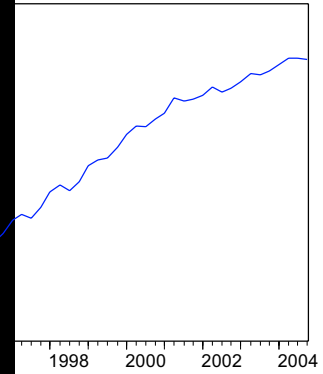
Meziročné zmeny logaritmov celkového a jadrového indexu spotrebiteľských cien.



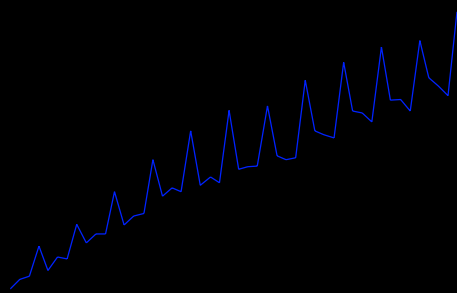
1993-2004



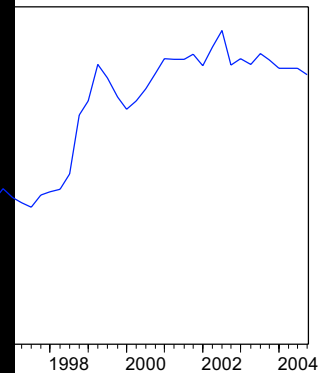
— CPI



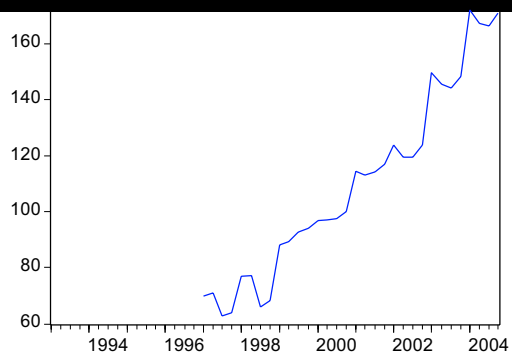
— CPICORE



— ULC

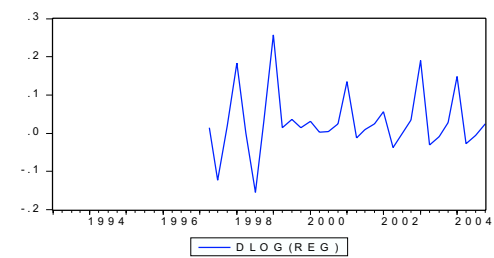
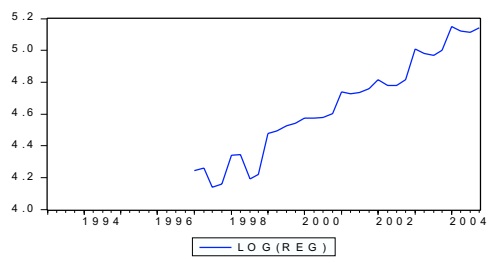
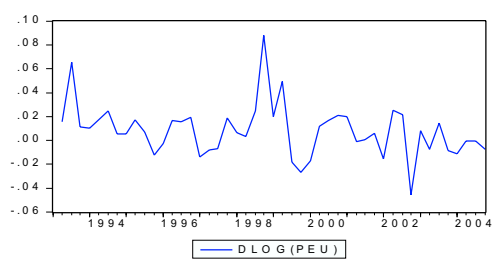
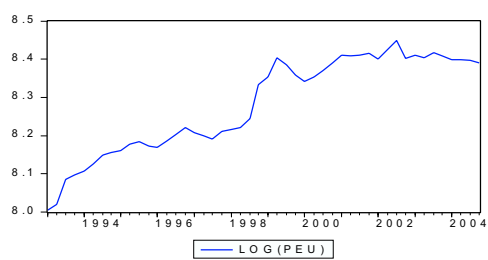
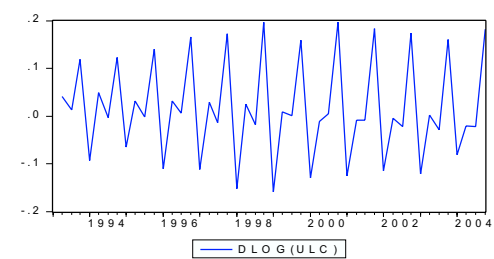
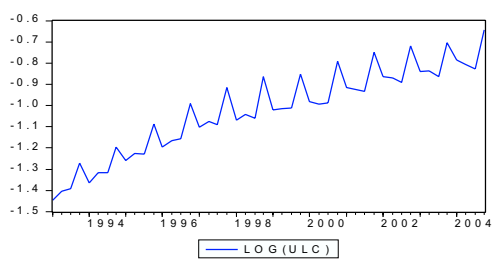
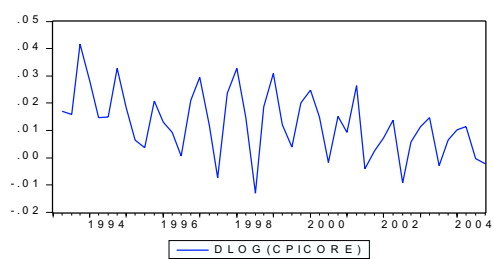
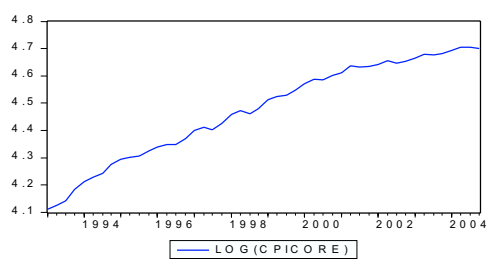
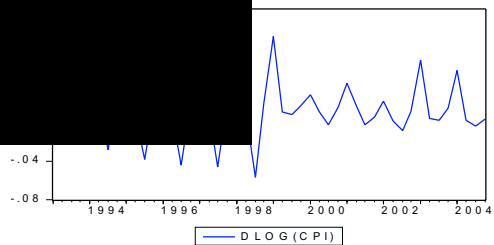
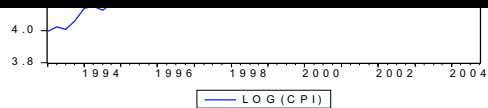


— PEU



— REG

radov (nestacionárne),



Príloha 6.1

Odhad rovnice jadrovej inflácie

Dependent Variable: DLOG(CPICORE)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1997:2 2004:4

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001577	0.001338	1.178730	0.2488
LOG(CPICORE(-1))-0.723*LOG(ULC(-2)) -0.391*LOG(PEU(-1))-1.98	-0.072634	0.021858	-3.323030	0.0026
DLOG(REG)	0.043931	0.014263	3.080160	0.0047
DLOG(CPICORE(-4))	0.623838	0.096434	6.469038	0.0000
R-squared	0.805473	Mean dependent var	0.009753	
Adjusted R-squared	0.783859	S.D. dependent var	0.011560	
S.E. of regression	0.005374	Akaike info criterion	-7.494416	
Sum squared resid	0.000780	Schwarz criterion	-7.309385	
Log likelihood	120.1634	F-statistic	37.26601	
Durbin-Watson stat	1.974108	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1997:2 2004:4

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(CPICORE(-1))	1.000000
LOG(ULC(-2))	-0.722534 (0.06753) [-10.6990]
LOG(PEU(-1))	-0.390616 (0.09812) [-3.98100]
C	-1.979861

Príloha 6.2

Odhad rovnice jadrovej inflácie s reštrikciou na parametre vysvetľujúcich premenných dlhodobého vzťahu

Dependent Variable: DLOG(CPICORE)

Method: Least Squares

Sample(adjusted): 1997:2 2004:4

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001749	0.001312	1.333134	0.1936
LOG(CPICORE(-1))	-0.722	0.021322	-3.592458	0.0013
LOG(ULC(-2))	-0.278			
LOG(PEU(-1))	-2.918			
DLOG(REG)	0.047421	0.014192	3.341432	0.0024
DLOG(CPICORE(-4))	0.599261	0.095878	6.250233	0.0000
R-squared	0.814555	Mean dependent var		0.009753
Adjusted R-squared	0.793950	S.D. dependent var		0.011560
S.E. of regression	0.005247	Akaike info criterion		-7.542232
Sum squared resid	0.000743	Schwarz criterion		-7.357201
Log likelihood	120.9046	F-statistic		39.53200
Durbin-Watson stat	2.062468	Prob(F-statistic)		0.000000

Vector Error Correction Estimates

Sample(adjusted): 1997:2 2004:4

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

B(1,1)=1

B(1,2)+B(1,3)=-1

Convergence achieved after 7 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 2.109354

Probability 0.146401

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(CPICORE(-1))	1.000000
LOG(ULC(-2))	-0.721802 (0.07088) [-10.1836]
LOG(CENYEU(-1))	-0.278198 (0.07088) [-3.92497]
C	-2.918189

Príloha 6.3

Odhad rovnice celkovej inflácie s reštrikciou na parametre vysvetľujúcich premenných dlhodobého vzťahu

Dependent Variable: DLOG(CPI)
 Method: Least Squares
 Sample(adjusted): 1997:2 2004:4
 Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007169	0.003543	2.023480	0.0527
LOG(CPI(-1))-0.538*LOG(ULC(-1)) -0.333*LOG(REG(-1)) -0.129*LOG(PEU(-1))-2.47 DLOG(CPI(-4))	-0.263583	0.103117	-2.556158	0.0163
	0.541075	0.122265	4.425423	0.0001
R-squared	0.708832	Mean dependent var		0.015539
Adjusted R-squared	0.688035	S.D. dependent var		0.029867
S.E. of regression	0.016682	Akaike info criterion		-5.257191
Sum squared resid	0.007792	Schwarz criterion		-5.118419
Log likelihood	84.48647	F-statistic		34.08227
Durbin-Watson stat	1.974647	Prob(F-statistic)		0.000000

Vector Error Correction Estimates
 Sample(adjusted): 1997:2 2004:4
 Included observations: 31 after adjusting endpoints
 Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1$$

$$B(1,2)+B(1,3)+B(1,4)=-1$$

Convergence achieved after 12 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

LR test for binding restrictions (rank = 1):

Chi-square(1) 1.700460

Probability 0.192228

Cointegrating Eq:	CoIntEq1
LOG(CPI(-1))	1.000000
LOG(ULC(-1))	-0.537690 (0.06285) [-8.55477]
LOG(REG(-1))	-0.333470 (0.01803) [-18.4948]
LOG(PEU(-1))	-0.128840 (0.05768) [-2.23378]
C	-2.469686