

FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY  
UNIVERZITY KOMENSKÉHO  
V BRATISLAVE

Katedra ekonomických a finančných modelov

**MODELOVANIE PRÍJMOV A SPOTREBY  
OBYVATEĽSTVA SR**

Vedúci diplomovej práce: Ing. Ján Haluška, PhD.

Diplomant: Juraj Huček

**Bratislava, 2002**

Čestne prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracoval samostatne a použil som len pramene uvedené v zozname použitej literatúry.

V Bratislave 5.4.2002

Ďakujem Ing. Jánovi Haluškovi, PhD. za pomoc a cenné rady, ktoré mi poskytol pri vypracovaní mojej diplomovej práce.

# OBSAH

ÚVOD.....	6
1. PRÍSTUP K MODELOVANIU A JEHO METODOLOGICKÉ PROBLÉMY.....	7
1.1 Modely s členom korigujúcim chyby.....	7
1.2 Stacionarita časových radov.....	12
1.3 Testovanie jednotkových koreňov.....	14
1.4 Kointegrácia.....	15
2. STRUČNÁ ANALÝZA VÝVOJA PRÍJMOV A SPOTREBY OBYVATEĽSTVA OD VZNIKU SR.....	17
2.1 Spotreba domácností.....	17
2.2 Inflácia.....	19
2.3 Príjmy obyvateľstva.....	21
3. MODELOVANIE PRÍJMOV A SPOTREBY OBYVATEĽSTVA SR.....	24
3.1 Spotreba domácností.....	24
3.2 Inflácia - index spotrebiteľských cien tovarov a služieb.....	29
3.3 Príjmy obyvateľstva - priemerná mesačná nominálna mzda.....	35
4. TVORBA MODELU PRÍJMOV A SPOTREBY OBYVATEĽSTVA SR.....	41
5. PROGNOZA PRÍJMOV A SPOTREBY EX POST.....	45
ZÁVER.....	47
POUŽITÁ LITERATÚRA.....	49
PRÍLOHY.....	50
A.) Testy na jednotkové korene - DF test.....	51
B.) Johansenov kointegračný test.....	55
C.) Regresné rovnice.....	57
D.) Výsledky statických a dynamických ex post simulácií.....	60
E.) Hodnoty prognózy ex post a odchýlky od skutočnosti.....	62

# ÚVOD

Príjmy a spotreba obyvateľstva patria k jedným z najdôležitejších makroekonomických ukazovateľov životnej úrovne v každej krajine. Keďže spotreba obyvateľstva predstavuje v podmienkach Slovenskej republiky v priemere 50% štruktúry domáceho použitia HDP, je potrebné ju poznať podrobnejšie, vedieť, ktoré faktory na ňu vplývajú, čo a ako podmieňuje jej rast.

Modelovanie vývoja makroekonomických ukazovateľov je tiež dôležité pre hľadanie závislostí medzi jednotlivými premennými a hľadanie možností využiť ich na predpovede ďalšieho vývoja.

Cieľom tejto práce je zaoberať sa všetkými fázami ekonometrického modelovania, pričom predmetom modelovania je hlavne vývoj príjmov a spotreby obyvateľstva v SR od roku 1993. Modelovanie teda zahŕňalo špecifikáciu problému, prípravu dát, formulovanie a odhady regresných rovníc, konštrukciu modelu, jeho verifikáciu, interpretáciu a aplikáciu na výpočet prognózy ex post. Konštrukcia regresných rovníc je založená na princípe tzv. Error Correction Models (ECM), t.j. modelov s členom korigujúcim chyby.

V prvej kapitole sa venujeme metodológii konštrukcie regresných rovníc s použitím korekčného člena. Poukazujeme na výhodnosť využitia tohto postupu, ako aj na problémy, ktoré s modelovaním súvisia. V krátkosti definujeme problémy, ktoré sa často vyskytujú pri použití nestacionárnych časových radov, a ich možné postupy riešenia.

V druhej kapitole uvádzame definície a stručnú analýzu vývoja príjmov a spotreby obyvateľstva SR od roku 1993. Tieto poznatky sú zužitkované v ďalšej kapitole venovanej samotnej tvorbe regresných rovníc s použitím korekčného člena. Na začiatku každej podkapitoly, ktoré popisujú konštrukciu rovníc, je testovanie počiatočných podmienok potrebných na modelovanie pomocou metódy s využitím korekčného člena.

Posledné dve kapitoly charakterizujú zostavený model (vo dvoch verziách), ako jednoduchú simultánnu sústavu odhadnutých regresných rovníc a identít. Zostavený model je overený za minulosť dynamickou simuláciou ex post. Následne je model pomocou dynamickej simulácie aplikovaný na výpočet prognózy ex post.

# 1. PRÍSTUP K MODELOVANIU A JEHO METODOLOGICKÉ PROBLÉMY

Každjej praktickej činnosti by mala predchádzať teoretická a metodologická príprava, ktorú treba mať dobre zvládnutú. Pre pochopenie praktickej časti uvádzame najskôr stručný prehľad použitej teórie a metodológie, ktorá je nevyhnutná pre správnu interpretáciu parametrov odhadnutých modelov a výsledkov prognózy.

## 1.1 Modely s členom korigujúcim chyby

Východiskom pre konštrukciu modelov s korekčným členom je analýza dynamických vlastností vzťahov medzi ekonomickými premennými založená na modeloch s autoregresne rozdelenými oneskoreniami.

*ADL(m, n, p)* – *Autoregressive Distributed Lags*

- m* - je stupeň oneskorenia závisle premennej, *n* je najvyšší stupeň oneskorenia v rámci nezávisle premenných
- p* - je počet vysvetľujúcich premenných

V prípade, že model obsahuje len jednu vysvetľujúcu premennú, možno uvedený všeobecný zápis zredukovať na tvar *ADL(m, n)*.

Najjednoduchšou formou modelu *ADL* je model *ADL(1,1,1)*, v ktorom sa predpokladá časové oneskorenie o jedno obdobie. Model možno zapísať nasledovne:

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + u_t \quad (1.1.1)$$

kde  $u_t$  spĺňa podmienky „bieleho šumu“.

Špeciálne prípady modelov s autoregresne rozdelenými oneskoreniami sú:

1. pre  $a_1 = b_1 = 0$  – statické modely;
2. pre  $b_0 = b_1 = 0$  – autoregresné modely prvého stupňa *AR(1)*;

3. pre  $b_1=0$  – modely so štandardnou, čiastočne sa prispôsobujúcou formou;
4. pre  $a_1=1, b_0=-b_1$  – statické modely založené na prvých diferenciách;
5. pre  $b_1=-a_1b_0$  – statické modely s náhodnou zložkou podliehajúcu procesu  $AR(1)$ ;
6. pre  $a_1=b_0=0$  – modely, v ktorých  $X$  je určujúcou premennou pre  $Y$ , pretože jej časovo oneskorená hodnota je jedinou vysvetľujúcou premennou;
7. pre  $a_1=0$  – modely, v ktorých je  $Y$  funkciou konečného počtu časovo oneskorených hodnôt premennej  $X$ ;
8. pre  $b_0=0$  – modely v redukovanej forme – rovnica s tzv. mŕtvym štartom, v ktorej je závisle premenná vysvetlená len pomocou časovo oneskorených hodnôt premennej  $X$  a  $Y$ .

Pomocou jednoduchej transformácie možno rovnicu (1.1.1) upraviť do tvaru, ktorý vyjadruje korekčný člen (error correction term – *ECM*) explicitne:

$$\Delta Y_t = a_0 + b_0 \Delta X_t + (a_1 - 1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + cX_{t-1} + u_t \quad (1.1.2)$$

$$\text{kde} \quad c = a_1 + b_0 + b_1 - 1 \quad (1.1.3)$$

Vzhľadom na to, že modely *ADL* sú vo všeobecnosti dynamické, má vyjadrenie dlhodobých vzťahov medzi vysvetľovanou premennou a jej vysvetľujúcimi premennými veľký význam. V tejto súvislosti sa hovorí o dlhodobom riešení, t.j. o rovnováhe, ku ktorej smerujú časové rady príslušných premenných. Rovnováha znamená trajektóriu dlhodobého rastu, po ktorej sa pohybuje analyzovaná premenná v každom časovom okamihu. Takýto stav sa dosahuje po určitom čase, a to za predpokladu, že rovnováha je stabilná a nie je pod vplyvom žiadneho vonkajšieho šoku.

Aby bolo možné získať dlhodobé statické riešenie, je nevyhnutné predpokladať platnosť nasledujúcich vzťahov:

$$Y_t = Y_{t-1} = \dots = Y_0 = E(Y_t) = Y^* \quad (1.1.4a)$$

$$X_t = X_{t-1} = \dots = X_0 = E(X_t) = X^* \quad (1.1.4b)$$

$$\Delta X_t = \Delta Y_t = 0 \quad (1.1.4c)$$

Substitúciou pomocou (1.1.4) a riešením vzťahu (1.1.1) pre  $Y^*$  dostávame:

$$Y^* = \delta_0 + \delta_1 X^* \quad (1.1.5)$$

$$\text{kde} \quad \delta_0 = \frac{a_0}{1-a_1}, \quad \delta_1 = \frac{b_0 + b_1}{1-a_1} \quad (1.1.6)$$

Vzťah (1.1.5) sa interpretuje ako dlhodobé riešenie a parameter  $\delta_1$  sa nazýva dlhodobý multiplikátor. V modeloch typu long-long je tento parameter meradlom dlhodobej elasticity závisle premennej vzhľadom na nezávisle premennú.

Vzťahy (1.1.4)-(1.1.6) platia len vtedy, ak  $a_1 \neq 1$ . Parameter  $a_1$  sa interpretuje ako intenzita zotrvačnosti. Model  $ADL(1,1)$  si teda zachováva dlhodobú stabilitu, ak  $|a_1| < 1$ . Z uvedeného vyplýva, že modely založené na prvých diferenciách (nevyhovujúce podmienke  $a_1 \neq 1$ ):

$$\Delta Y_t = a_0 + b_0 \Delta X_t + u_t \quad (1.1.7)$$

nemajú dlhodobo statické riešenie.

Vzťahy (1.1.5) a (1.1.6) umožňujú transformovať vzťah (1.1.2) do podoby:

$$\Delta Y_t = a_0 + b_0 \Delta X_t + (a_1 - 1)(Y_{t-1} - \delta_1 X_{t-1}) + u_t, \quad (1.1.8a)$$

čo je ekvivalentné:

$$\Delta Y_t = b_0 \Delta X_t + (a_1 - 1)(Y_{t-1} - \delta_0 - \delta_1 X_{t-1}) + u_t \quad (1.1.8b)$$

Je dôležité poznamenať, že zo vzťahu (1.1.8b) vyplýva, že ak by vysvetľovaná premenná neopustila trajektóriu dlhodobej rovnováhy, potom pre každé obdobie  $(t-1)$  by platil vzťah:

$$Y^* = E(Y_{t-1}) = E(\delta_0 + \delta_1 X_{t-1}) = \delta_0 + \delta_1 E(X_{t-1}) = \delta_0 + \delta_1 X_{t-1} \quad (1.1.9)$$

Preto je vzťah (1.1.8b) ekvivalentný so vzťahom:

$$\Delta Y_t = b_0 \Delta X_t - (1 - a_1)(Y_{t-1} - Y^*) + u_t \quad (1.1.10)$$



Spoločnou črtou modelov (1.1.8) a (1.1.9) je, že vysvetľujúca premenná v nich vystupuje ako odchýlka skutočnej hodnoty závisle premennej od jej očakávanej hodnoty, vyplývajúcej z dlhodobého vzťahu. Člen  $(Y_{t-1} - Y^*)$  je meradlom chyby, ktorá vznikla v predchádzajúcom období. Nazýva sa člen korigujúci chyby (error correction term). Rovnice, ktoré ho obsahujú sa nazývajú modely korigujúce chyby –*ECM*.

Vzhľadom na to, že všetky parametre vyššie uvedených rovníc sú identifikovateľné a všetky transformácie, na základe ktorých boli tieto rovnice odvodené, majú tú istú náhodnú zložku  $u_t$ , existuje možnosť odhadovať parametre modelu priamo v danej forme, čo je výhodné. V dôsledku toho možno aj rovnicu (1.1.1) považovať za *ECM* model, lebo parameter zodpovedajúci premennej  $(Y_{t-1} - X_{t-1})$  sa rovná parametru, ktorý vyjadruje vplyv korekčného mechanizmu v „klasických“ *ECM* modeloch. Intenzita vplyvu tých faktorov, ktoré vedú uvažovaný systém z krátkodobej nerovnováhy na trajektóriu rastu, nezávisí od charakteru dlhodobej rovnováhy medzi premennými. Aj keď člen  $(Y_{t-1} - X_{t-1})$  nie je možné interpretovať priamo ako vplyv *ECM* mechanizmu, je výhodnejšie odhadovať parametre modelu (1.1.2), ktorý nevyžaduje explicitné znalosti o dlhodobom multiplikátore.

Treba si uvedomiť, že okrem iných nevýhod, ktoré sa vyskytujú v súvislosti s kointegračnou analýzou, vzťah (1.1.2) je nevýhodný vtedy, keď je žiadúce zachovať vysoký počet stupňov voľnosti, pretože vyžaduje odhad dodatočných parametrov pre časovo posunuté exogénne premenné. Z hľadiska interpretácie parametrov sú modely *ADL* ekvivalentné s modelmi *ECM*. Inými slovami, čím väčšia zotrvačnosť existuje vo vývoji závisle premennej, tým menší vplyv má na jej vývoj vplyv nerovnováhy (parameter  $(a_1 - 1)$  sa blíži k nule zľava). Narušenie dlhodobej stability modelov *ADL*, ktoré nastáva v prípade, ak  $a_1 > 1$ , vedie k narušeniu mechanizmu na korekciu chýb. To sa prejaví tým, že parameter je pri korekčnom člene kladný.

Modely *ECM* sú krátkodobé. Parameter  $b_0$ , sa nazýva krátkodobý multiplikátor. Indikuje okrem porušenia vzťahov rovnováhy v minulosti aj vplyv krátkodobej závislosti medzi závisle a nezávisle premennou. Vzťahy, ktoré sa prejavujú v dlhšom časovom

intervale, nie sú v *ECM* modeloch jednoznačne viditeľné, ale ich rekonštrukcia pomocou vzťahu (1.1.6) nie je zložitá.

Všetky úvahy, ktoré sa týkali modelov *ADL* a *ECM*, možno zovšeobecniť pre prípad vyššieho počtu  $p$  nezávisle premenných.

Majme model *ADL*(1,1, $p$ ):

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + b_{01} X_{t1} + \dots + b_{0p} X_{tp} + b_{11} X_{t-1,1} + \dots + b_{1p} X_{t-1,p} + u_t \quad (1.1.11)$$

Analogickou transformáciou, tak ako v prípade *ADL*(1,1,1) môžeme dostať:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & a_0 + b_{01} \Delta X_{t1} + \dots + b_{0p} \Delta X_{tp} - (1 - a_1)(Y_{t-1} - X_{t-1,1} - \dots - X_{t-1,p}) \\ & + (a_1 - 1 + b_{01} + b_{11}) X_{t1,1} + \dots + (a_1 - 1 + b_{0p} + b_{1p}) X_{t-1,p} + u_t \end{aligned} \quad (1.1.12)$$

Vzťah (1.1.12) vyjadruje mechanizmus prispôsobovania sa závisle premennej k dlhodobej rovnováhe prostredníctvom vplyvu všetkých vysvetľujúcich premenných, použitých v pôvodnom modeli. Parameter  $(1 - a_1)$  nie je citlivý na charakter dlhodobej závislosti medzi premennými a ani na počet vysvetľujúcich premenných. V niektorých prípadoch preto môže byť zaujímavá analýza modelu vyjadrujúceho korekciu hodnôt závisle premennej, ktorá môže poskytnúť odpoveď na narušenie dlhodobej rovnováhy medzi závisle premennou a jednou vybratou premennou alebo skupinou premenných. V prípade, že takou premennou by bola premenná  $X_1$ , potom:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & a_0 + b_{01} \Delta X_{t1} + \dots + b_{0p} \Delta X_{tp} - (1 - a_1)(Y_{t-1} - X_{t-1,1}) + (a_1 - 1 + b_{01} + b_{11}) X_{t-1,1} \\ & + (b_{02} + b_{12}) X_{t-1,2} + \dots + (b_{0p} + b_{1p}) X_{t-1,p} + u_t \end{aligned} \quad (1.1.13)$$

V rovniciach založených na štvrtročných údajoch je možné namiesto oneskorenia o jeden štvrtrok použiť časové oneskorenie o štyri štvrtroky. *ECM* modely, v ktorých sa korekcia chýb uskutočňuje na základe pozorovaní posunutých o štyri štvrtroky, majú nasledujúci tvar:

$$\Delta_4 Y_t = a_0 + b_0 \Delta_4 X_t - (1 - a_1)(Y_{t-4} - X_{t-4}) + c X_{t-4} + u_t \quad (1.1.14)$$

$$\text{kde} \quad \Delta_4 X_t = X_t - X_{t-4} \quad \Delta_4 Y_t = Y_t - Y_{t-4}, \quad (1.1.15)$$

pričom parameter  $c$  bol získaný pomocou vzťahu (1.1.3).

Problematika kointegračnej analýzy, ktorá s *ECM* modelmi veľmi úzko súvisí, bola vo všetkých vyššie uvedených úvahách vynechaná. Preto treba zdôrazniť, že všetky doterajšie úvahy boli založené na predpoklade o stacionárnosti vysvetľovanej premennej i všetkých vysvetľujúcich premenných. Podľa príslušnej integračnej terminológie sa predpokladalo, že všetky premenné vo všetkých uvažovaných typoch modelov boli typu  $I(0)$ . Ak by do modelu zaviedli premenné s prvým stupňom integrácie, t.j. so stacionárnymi prvými diferenciami, nestacionárnymi úrovňami, bolo by potrebné zaviesť tiež dodatočné predpoklady. Predovšetkým by mali byť tieto premenné kointegrované, čo znamená, že odchýlky od dlhodobej trajektórie musia byť stacionárne. Len v tom prípade totiž podľa Grangerovej teóremy funguje mechanizmus korigujúci chyby.

V nasledujúcej časti stručne priblížime podstatu a problémy kointegračnej analýzy.

## 1.2 Stacionarita časových radov

Väčšina ekonomických časových radov, ktoré sú vyjadrené v nominálnych hodnotách, sú nestacionárne rady, pretože makroekonomické údaje vykazujú zväčša rastúci trend. Trend sa z nich eliminuje dvoma možnými spôsobmi:

- zahrnutím premennej čas do regresného modelu ako jednej z vysvetľujúcich premenných,
- nahradením pôvodných dát prvými alebo vyššími diferenciami

Ak predpokladáme existenciu lineárneho trendu, môžeme lineárny regresný model (LRM) špecifikovať napr.:

$$Y_t = b_0 + b_1 t + u_t \quad (1.2.1)$$

Model v tvare (1.2.1) je trendovo stacionárny (TS), lebo premenná  $Y_t$  je stacionárna okolo trendu. Čiže rezíduá, získané metódou najmenších štvorcov (MNS), sú stacionárne.

Ak použijeme na elimináciu trendu v modeli (1.2.1) prvé diferencie, dostaneme:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = b_1 + u_t - u_{t-1}$$

Aby sme eliminovali  $b_1$ , určíme druhé diferencie, pre ktoré platí:

$$\Delta^2 Y_t = \Delta^2 u_t = u_t - 2u_{t-1} + u_{t-2}$$

Je zrejmé, že výsledkom je časový rad neobsahujúci žiadny trend. Druhý spôsob špecifikácie modelu (1.2.1) v prípade lineárneho trendu časového radu  $Y_t$  vychádza z predpokladu, že premenná  $Y_t$  je generovaná podľa vzťahu:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t \quad (1.2.2)$$

Vzťah (1.2.2) je zhodný s modifikovaným modelom náhodnej prechádzky. Avšak na rozdiel od (1.2.1) náhodné zložky  $u_t$  v modeli (1.2.2) nie sú po eliminácii trendu kovariančne stacionárne, lebo ich rozptyl  $t\sigma^2$  v čase rastie, teda priemer sa v čase nemení, ale rozptyl vykazuje trend. Model v tvare (1.2.2) nazývame diferenčne stacionárny (DS).

V regresných modeloch je častým dôvodom použitia prvých diferencií trendom zaťažených premenných miesto originálnych úrovnových dát problém zdanlivej (falošnej) regresie. Stáva sa, že dve premenné  $Y_t$  a  $X_t$  obsahujú takmer ten istý trend. Vykazujú v dôsledku nestacionárnosti významnú regresnú závislosť, i keď jediné čo majú spoločné je trend. C.W.J.Granger a P.Newbold (1974) skúmali dôsledky zdanlivej (falošnej) regresie, obsahujúcej vzájomne nezávislé premenné, ktoré sa rovnako vyvíjajú v čase, a dospeli k záveru, že ani vysoké hodnoty koeficientov determinácie  $R^2$ , resp.  $\bar{R}^2$ , pri významnej autokorelácii náhodných zložiek nie sú zárukou existencie skutočnej regresnej závislosti medzi  $Y_t$  a  $X_t$ . Výsledky Monte Carlo experimentov potvrdili, že použitie prvých diferencií miesto pôvodných pozorovaní premenných zaťažených trendom znižuje autokoreláciu a tým zvyšuje presnosť odhadov parametrov odhadu. Zároveň LRM, špecifikovaný a odhadnutý MNŠ z prvých diferencií premenných, nenadhodnocuje  $R^2$  ani  $\bar{R}^2$  a znižuje podstatne i pravdepodobnosť prijatia hypotézy o významnosti zdanlivej regresnej závislosti  $Y_t$  a  $X_t$  na základe  $t$  či  $F$  štatistík.

### 1.3 Testovanie jednotkových koreňov

Ak sú ekonomické premenné vystavené systémovým zmenám alebo šokom, obvykle nás zaujíma, či to bude mať trvalé následky, alebo sa po určitej dobe vplyv náhlych zmien vytratí. Ak je vplyv týchto šokov permanentný, tak vývoj ekonomických premenných má charakter náhodnej prechádzky alebo modifikovanej náhodnej prechádzky a pri zahrnutí do LMR možno očakávať s veľkou pravdepodobnosťou nesprávne výsledky spôsobené falošnou regresiou medzi premennými. Pretože náhodná prechádzka je DS procesom, nie sú splnené Gauss-Markovove podmienky pre aplikáciu MNŠ, takže odhady parametrov nie sú konzistentné a výsledky t či F testov sú nereálne. Ako už bolo spomenuté i po eliminácii trendu zostávajú časové rady DS premenných kovariančne nestacionárne. V týchto prípadoch možno odstrániť nestacionárnosť iba pomocou prvých alebo vyšších diferencií.

Postup pri posudzovaní, či ide o časové rady typu DS alebo TS možno ukázať na modeli:

$$Y_t = \gamma + \delta t + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (1.3.1)$$

Ak  $\alpha=1$  a  $\delta=0$ , model (1.3.1) je DS, ktorý je analógiou modifikovanej náhodnej prechádzky. Pre  $|\alpha| < 1$  premenná  $Y_t$  je TS. Rovnica (1.3.1) má jednotkový koreň ( $\alpha=1$ ). K overeniu hypotézy, či časový rad je TS alebo DS, možno výjsť z rovnice (1.3.1) upravenej na tvar:

$$\Delta Y_t = \gamma + \delta t + (\alpha - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (1.3.2)$$

Ak  $\alpha < 1$ , tak rovnica (1.3.1) je ekvivalentná modelu (1.2.1), pričom v prípade  $\alpha=1$  sa zhoduje s DS modelom (1.2.2). Preto sa model (1.3.2) bežne využíva na testovanie jednotkových koreňov a na overenie hypotéz o DS či TS charaktere ekonomických dát. Porovnáva sa testuje nulová hypotéza  $H_0: \alpha-1=0$  ( $\alpha=1$ ) s alternatívou  $H_1: \alpha-1 < 0$  ( $\alpha < 1$ ). Pretože ide o testovanie hypotézy, že pre stochastický proces generujúci premennú  $Y_t$  existuje jednotkový koreň, označujú sa tieto postupy ako testy jednotkových koreňov. Sila testov jednotkových koreňov klesá v prípadoch, keď odhadujeme model z dát, ktoré sú sezónne očistené, lebo na ich základe spočítané testovacie charakteristiky vedú k odmietnutiu nulovej hypotézy menej často, než pri použití údajov zaťažených

sezónnosťou. (Cochrane(1991) upozornil na to, že pri malých výberoch nemožno reálne rozlíšiť modely, z ktorých jeden má jednotkový koreň ( $\alpha=1$ ) a druhý má hodnotu parametra  $\alpha$  blízku napr. 0.95. Naviac pri aplikácii MNŠ je odhad  $\alpha$  spravidla vychýlený smerom k nule (t.j. je podhodnotený).)

Najčastejšie používané testy jednotkových koreňov sú relatívne jednoduché postupy, ktoré rozpracovali W.A.Fuller (1976), resp D.A.Dickey a W.A.Fuller (1979,1981), označované ako DF testy. Podrobnejšie sú opísané napr. v [10]

## 1.4 Kointegrácia

Používanie diferencií pri eliminácii trendu v ekonometrickej analýze krátkodobej dynamiky neumožňuje využiť v časových radoch cennú informáciu o dlhodobých vzťahoch medzi ekonomickými veličinami. Dve alebo viac premenných je zviazaných vzťahom dlhodobej rovnováhy. Prejavuje sa to tak, že krátkodobá sa tieto premenné, napr. vplyvom šoku, môžu odchyľovať od stabilnej rovnovážnej úrovne, ale pôsobením faktorov, sa v dlhodobom časovom horizonte k rovnovážnemu stavu postupne vracajú. Príkladom sú časové rady konečnej spotreby a disponibilného dôchodku, mzdy a ceny, atď.

Väčšina dát makroekonomických premenných  $Y_t$  je nestacionárnych, ale integrovaných rádu jedna tj.  $I(1)$ , alebo  $\Delta Y_t$  sú už stacionárne časové rady. Keďže veličiny  $Y_t \sim I(1)$  s  $t \rightarrow \infty$  nekonvergujú k určitej fixnej úrovni, lebo ich rozptyly nie sú konštantné, nemohlo by sa dospieť k žiadnemu dlhodobému rovnovážnemu stavu. V skutočnosti je to však pre dve alebo viac premenných, ktoré sú integrované, napr. rádu jedna, možné, ak sú určité lineárne kombinácie týchto premenných rádu nula. Takéto premenné nazývame kointegrované.

Ak prvé diferencie  $\Delta Y_t$  sú stacionárne, tak  $Y_t \sim I(1)$ , alebo  $Y_t$  má jednotkový koreň. Grangerova predstava kointegrácie je výsledkom skúmania štatistických vlastností lineárnych kombinácií dvoch integrovaných premenných. Vyjdeme z LRM tvaru:

$$Y_t = \beta X_t + u_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (1.4.1)$$

Aby model mal zmysel, predpokladáme, že obe premenné sú integrované rovnakého rádu. Bez platnosti tejto podmienky by zložky  $u_t$  nemali rýdzo náhodný charakter a tiež by neboli stacionárne. Ak sú obe premenné  $Y_t$  a  $X_t$ , napríklad prvého rádu, tak v prípade existencie nenulového parametru  $\beta$ , pre ktorý ich lineárna kombinácia je  $I(0)$  stacionárna, nazývame  $Y_t$  a  $X_t$  kointegrovanými premennými a používame označenie  $CI(1,1)$ . Znamená to, že v LRM (1.4.1) sa v čase platnosti obe premenné  $Y_t$  a  $X_t$  od seba príliš neodkláňajú, alebo  $u_t$  kolíše náhodne okolo určitej fixnej rovnovážnej úrovne a s konštantným rozptylom. Preto sa  $u_t$  prezentujú aj odchýlky od rovnováhy. Pri kointegrovaných časových radoch možno pomocou LRM rozlíšiť dlhodobú závislosť  $Y_t$  a  $X_t$  od krátkodobej dynamiky. Napríklad konečná spotreba a disponibilný dôchodok sa správajú ako náhodné prechádzky. Možno očakávať, že sa budú dlhodobo vyvíjať podobným spôsobom. Takže ich lineárnu kombináciu môžeme predpokladať za stacionárnu.

Na testovanie kointegrácie v LRM sa používajú testy založené na testovaní jednotkových koreňov. Medzi najpoužívanejšie patria testy, ktoré odvodili R.F.Engle a C.W. J.Granger (1987), J.Durbin a J.A.Hausman a iní. Niektoré sú opísané napr. v [10],[3].

## 2. STRUČNÁ ANALÝZA VÝVOJA PRÍJMOV A SPOTREBY OBYVATEĽSTVA OD VZNIKU SR

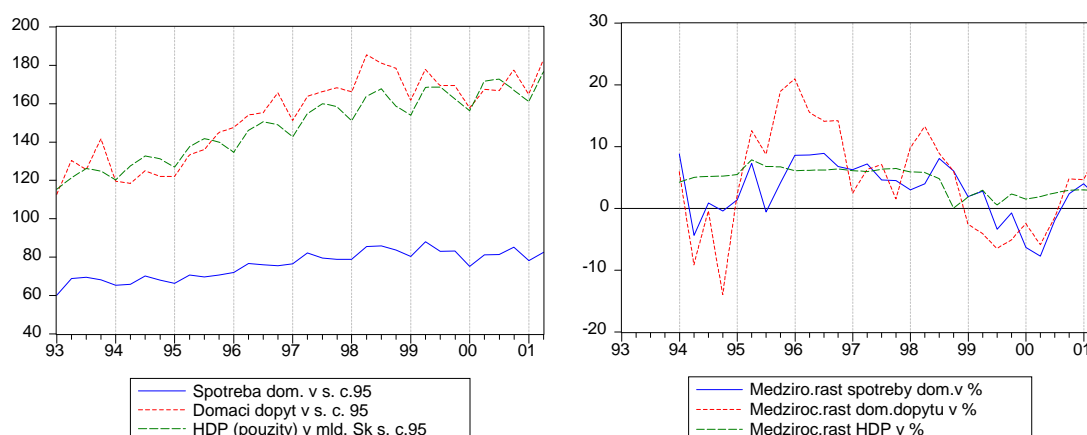
Rok 1993 bol prvým rokom pôsobenia slovenskej ekonomiky v samostatnej SR a tretím rokom procesu jej transformácie na trhovú ekonomiku. Vývoj príjmov a spotreby domácností bol v celom sledovanom období ovplyvňovaný celkovým vývojom slovenskej ekonomiky. Preto sme v tejto kapitole okrem analýzy vývoja spotreby domácností a príjmov obyvateľstva zaradili aj analýzu vývoja inflácie, ktorá príjmy a spotrebu ovplyvňuje priamo i nepriamo.

### 2.1 Spotreba domácností

Konečná spotreba domácností je jednou z hlavných zložiek použitia hrubého domáceho produktu. V slovenských podmienkach tvorí v priemere 50% domáceho dopytu (od roku 1994 má jej podiel na domácom dopyte klesajúcu tendenciu). Vývoj konečnej spotreby domácností a domáceho dopytu je veľmi podobný, čo dokumentuje aj obrázok č. 2.1.1.

Tabuľka č. 2.1.1 Podiel konečnej spotreby domácností na domácom dopyte ( rok 2001 len 1. polrok )

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Domáci dopyt v s. c. 95	510,3	484,8	536,3	622,4	649,3	710,8	678,1	669,3	347,8
Koneč. spotreba dom. v s. c. 95	266,6	269,2	277,3	300,1	317	333,8	334,2	322,7	160,7
Podiel spotreby na dom. dopyte	52,24%	55,53%	51,71%	48,22%	48,82%	46,96%	49,28%	48,21%	46,20%



Obr. č. 2.1.1 Konečná spotreba domácností vs. domáci dopyt a HDP (v mld Sk s. c. 1995), medziročný rast (v %)



Výdavky na konečnú spotrebu domácností zahŕňajú [12]:

- výrobky a služby, ktoré sa používajú pre priame uspokojenie individuálnych potrieb,
- bytové služby pre potrebu vlastníkov obydlií,
- naturálne dôchodky,
- materiály a práce spojené s malými opravami (malé opravy bytov, predmetov dlhodobej spotreby, ak sa nepovažujú za medzispotrebu),
- predmety dlhodobej spotreby, ktoré sa nepovažujú za tvorbu hrubého fixného kapitálu,
- priamo merané finančné služby,
- poplatky domácností za služby poisťovníctva a penzijných fondov,
- platby domácností za licencie a povolenia, ktoré sa považujú za nákup služieb,
- nákup produkcie za ekonomicky nevýznamné ceny.

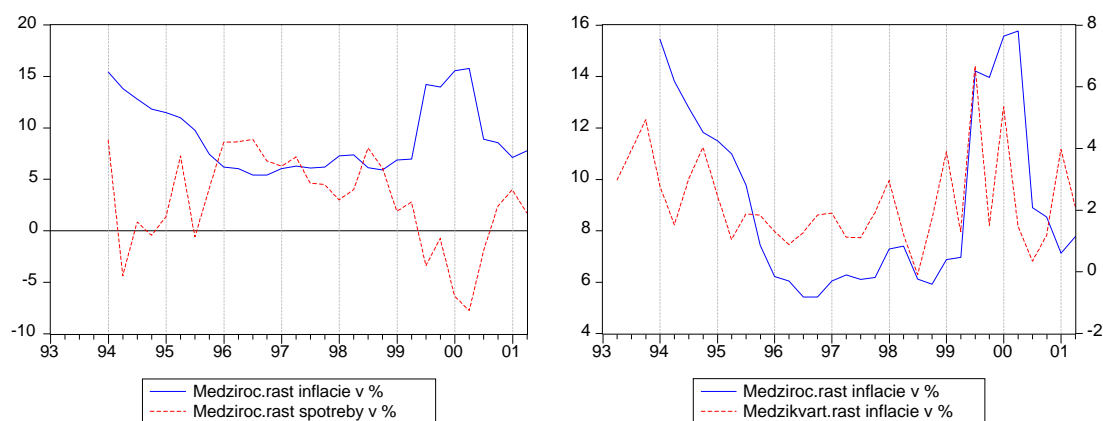
### ***Vývoj konečnej spotreby domácností od roku 1993***

Rok 1993 bol charakteristický pokračovaním poklesu tvorby HDP z rokov 1991 a 1992, ktorý súvisel predovšetkým s poklesom domáceho dopytu, na ktorom sa podieľali všetky jeho zložky najmä však konečná spotreba domácností. Domáci dopyt sa znížil aj v roku 1994 predovšetkým kvôli poklesu konečnej spotreby štátnej správy (-11,2%) a poklesu tvorby hrubého fixného kapitálu (-4,6%). Konečná spotreba domácností stagnovala. Rast tvorby HDP podporovalo v roku 1995 už aj oživenie domáceho dopytu (vzrástol o 11%), ktorý súvisel hlavne s rastom spotrebiteľského (o 3,4%) a investičného dopytu (o 5,3%). V roku 1996 pokračoval rast slovenskej ekonomiky. Bol založený už len na raste domáceho dopytu, na ktorom sa podieľali všetky jeho zložky, ale rozhodujúcou mierou k nemu prispel rast tvorby hrubého fixného kapitálu (39,8%) a konečná spotreba štátnej správy (20,3%). Zrýchlenie tempa zaznamenala aj konečná spotreba domácností. Rast tvorby HDP sa v roku 1997 nezakladal už len na raste domáceho dopytu, ale naopak, v rozhodujúcej miere k nemu prispel rast vonkajšieho dopytu. Rast domáceho dopytu sa medziročne spomalil (4,1%), čo bolo spôsobené spomalením tempa rastu hrubého fixného kapitálu, stagnáciou konečnej spotreby štátnej správy a čiastočne aj spomalenie rastu konečnej spotreby domácností. V roku 1998 sa hospodársky rast spomalil, čo bolo spôsobené najmä

spomalením rastu spotreby domácností. Na základe prijatia stabilizačných opatrení v roku 1999, došlo postupným spomaľovaním rastu k poklesu spotreby domácností, verejnej správy a následne k poklesu domáceho dopytu. Rast HDP udržoval len čistý export. Tento stav pretrvával až do polovice roku 2000, kedy po jeden a pol roku poklesu rastu domáceho dopytu došlo k obnove rastu. Hlavnú zásluhu na ňom mal rast konečnej spotreby domácností. V roku 2001 pokračoval rast domáceho dopytu najmä zásluhou rastu tvorby hrubého fixného kapitálu.

## 2.2 Inflácia

Celková inflácia sa vyjadruje pomocou indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb. Vývoj indexov spotrebiteľských cien (životných nákladov) sa sleduje na univerzálnom spotrebnom koši, založenom na súbore reprezentantov - vybraných druhov tovarov a služieb platených obyvateľstvom. Index spotrebiteľských cien tovarov a služieb pre všetky domácnosti charakterizuje cenový vývoj v celospoločenskom priemere.



**Obr. č. 2.2.1** Tempá rastu spotreby domácností a inflácie (v %), medziročná a medzikvartálna miera inflácie (v %)

V súlade s metodikou Eurostatu sa univerzálny spotrebný koš člení na 11 odborov [11]:

- potraviny a nealkoholické nápoje
- alkoholické nápoje a tabak
- odevy a obuv

- bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá
- nábytok, bytové vybavenie a bežná údržba domu
- zdravotníctvo
- doprava
- rekreácia a kultúra
- vzdelanie
- hotely, kaviarne a reštaurácie
- rozličné tovary a služby

Výber reprezentantov pre výpočet indexov spotrebiteľských cien pre všetky domácnosti, ako aj pre jednotlivé sociálne skupiny domácností je rovnaký, odlišuje sa iba ich rozdielnymi váhami.

### ***Vývoj indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb od roku 1993***

Rast cien bol v celom období 1993 - 2001 ovplyvňovaný procesom ich deregulácie. K relatívne najväčšiemu rastu cien v roku 1993 došlo v súvislosti so zavedením novej daňovej sústavy 1.1. (zavedenie DPH a spotrebných daní) a devalváciou slovenskej koruny 10.7.. Napriek devalvácii z roku 1993, protiimportným opatreniam, značnému deficitu rozpočtu, zvýšeniu DPH a dereguláciám niektorých cien sa inflácia v roku 1994 nezrýchlila, ale naopak spomalila. Jej úroveň dosiahla 13,4%. Spomaľovanie spotrebiteľských cien pokračovalo aj v roku 1995. Na rast inflácie výraznejšie pôsobilo len zvýšenie cien cestovného a zníženie zliav v doprave. Spomalenie rastu spotrebiteľských cien v roku 1996 (ceny sa zvýšili v priemere o 5,8%) možno vysvetliť predovšetkým spomalením rastu cien priemyselných výrobkov a stavebných materiálov. V roku 1997 sa znižovanie inflácie zastavilo. Išlo o prvé medziročné zvýšenie inflácie od roku 1993, pričom rozhodujúcim faktorom jej rastu bolo zavedenie dovoznej prirážky, ktorá spolu s ďalšími protiimportnými opatreniami a zvýšením niektorých regulovaných cien prispela k zvýšeniu cien časti tovarov najmä v závere roka (v decembri dosiahla medziročne 6,4%). Rast cien pokračoval aj od začiatku roku 1998 a kulminoval v máji. V druhej polovici roka sa ich rast sústavne spomaľoval, k čomu prispel aj historicky prvý deflačný vývoj v júli a auguste. Rok 1999 sa vyznačoval výrazným zvýšením cien ropy a regulovaných cien. Značný podiel

na inflácií malo januárové zvýšenie cien elektrickej energie a ďalších položiek v odbore bývanie, voda, elektrina, plyn a iné palivá. Tiež júnové zvýšenie cien ropy a zavedenie dovoznej prirážky a v neposlednom rade prijatie balíčka ekonomických opatrení, ktoré opäť postihlo odbor bývanie, voda, elektrina,...Medziročná miera inflácie dosiahla úroveň 10,5%. Deregulácie cien pokračovali aj v roku 2000. Zvýšenie cien sa týkalo okrem odboru bývania, vody, elektriny, plynu a iných palív aj železničnej a autobusovej dopravy. Napriek postupnému spomaľovaniu rastu cien sa medziročná miera inflácie vyšplhala na úroveň 12,1%.

### 2.3 Príjmy obyvateľstva

Príjmy obyvateľstva možno definovať rôznymi spôsobmi. V užšom zmysle definujeme príjem ako mzdu, reálnu alebo nominálnu. V širšom zmysle definujeme príjem obyvateľstva hrubým disponibilným dôchodkom, ktorý je rozdielom bežných príjmov a bežných výdavkov domácností [12].

Bežné príjmy domácností obsahujú:

- odmeny zamestnancov (zo všetkých sektorov),
- hrubý zmiešaný dôchodok,
- dôchodky z majetku,
- sociálne dávky okrem naturálnych sociálnych transferov,
- ostatné bežné transfery - príjmové,

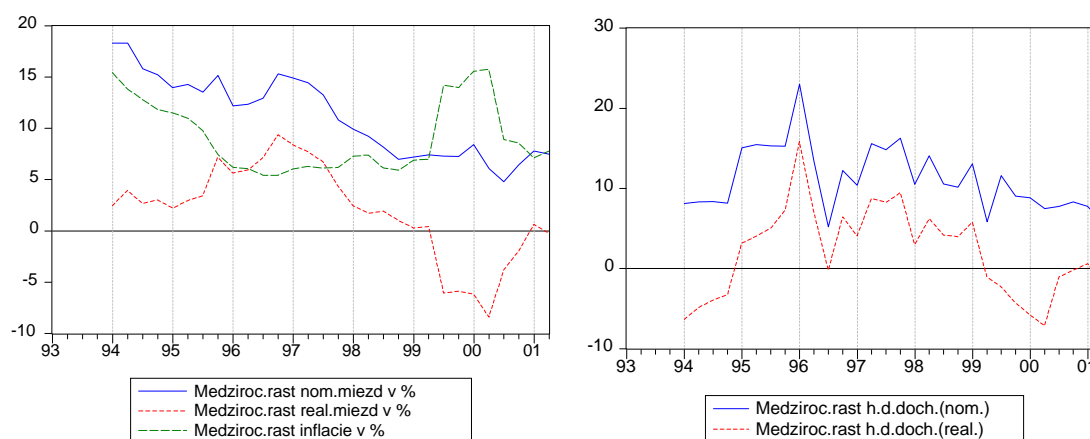
Bežné výdavky domácností obsahujú:

- dôchodky z majetku,
- bežné dane z dôchodkov, majetku atď.,
- sociálne príspevky,
- ostatné bežné transfery - výdavkové.

Tabuľka č. 2.3.1 Porovnanie temp rastu nominálnych a reálnych miezd (rok 2001 len 1. polrok)

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Priem. nom. mes. mzda v Sk	5388,3	6292,5	7190,5	8147,3	9222,3	10003,8	10733,3	11418,5	11689,5
Medziroč. rast nom.mes. mzdy		16,78%	14,27%	13,31%	13,19%	8,47%	7,29%	6,38%	2,37%
Priem. reálna mes. mzda v Sk	6898,7	7108,3	7396,0	7923,0	8449,7	8595,8	8341,3	7921,8	7613,6
Medziroč. rast reál mes. mzdy		3,04%	4,05%	7,13%	6,65%	1,73%	-2,96%	-5,03%	-3,89%
Medziroč. miera inflácie		13,41%	9,87%	5,77%	6,16%	6,67%	10,53%	12,06%	6,56%

Ako vidieť z obrázka č. 2.3.1 vľavo vývoj reálnych miezd bol v celom sledovanom období podmienený vývojom inflácie. Medziročný rast nominálnych miezd mal od roku 1993 klesajúcu tendenciu. Reálne mzdy si od roku 1993 do polovice roku 1995 udržiavali rovnakú úroveň. Do roku 1998 sa reálne mzdy zvyšovali medziročne o viac ako 5%. Postupným znižovaním medziročného rastu reálnych miezd došlo v roku 1999 k zastaveniu rastu a dokonca k znižovaniu reálnej mzdy, čo bolo ovplyvnené vysokou infláciou. Tento stav pretrvával až do druhej polovice roku 2001, kedy bol na makroúrovni zaznamenaný postupný rast reálnych miezd.



Obr. č. 2.3.1 Medziročný rast nominálnych, reálnych miezd a inflácie (v %), medziročný rast hrubého disponibilného dôchodku (nominálneho a reálneho) (v %)

Nominálny a reálny hrubý disponibilný dôchodok mali z hľadiska tendencií zhruba rovnaký vývoj v celom sledovanom období. Výnimkou boli roky 1999 a 2000, kedy v dôsledku zvýšenia inflácie došlo k poklesu reálneho hrubého disponibilného dôchodku.

Tabuľka č. 2.3.2 Porovnanie temp rastu hrubého disponibilného dôchodku (nominálneho a reálneho) (rok 2001 len 1. polrok)

Rok	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Hrubý disp.dôch.(nom.) mld.Sk	63,075	68,275	78,7	88,95	101,75	113,25	124,28	134,34	136,19
Medziroč.rast h.d.dôch.(nom.)		8,24%	15,27%	13,02%	14,39%	11,30%	9,74%	8,10%	1,38%
Hrubý disp.dôch.(reál.) mld.Sk	80,743	77,09	80,931	86,541	93,226	97,299	96,596	93,198	88,72
Medziroč.rast h.d.dôch.(reál.)		-4,52%	4,98%	6,93%	7,73%	4,37%	-0,72%	-3,52%	-4,81%

Vývoj reálneho hrubého disponibilného dôchodku možno rozdeliť do štyroch etáp.

- pokles rastu v roku 1994 (-4,6%)
- výrazné zvyšovanie rastu od roku 1995 do polroka 1996 (7%)
- znižovanie rastu od polroka 1996 do 1.štvrtroku 1997 (4,3%)
- zvyšovanie rastu od 2. štvrtroku 1997 do 1. štvrtroku 1999 (6,2%)
- pokles od 2. štvrtroku 1999 do polovice roku 2001 (-2,3%)

V tendencii vývoja reálneho disponibilného príjmu sa do značnej miery odzrkadľuje tendencia vývoja reálnych miezd v ekonomike SR, ako najväčšej položky príjmov.

### 3. MODELOVANIE PRÍJMOV A SPOTREBY OBYVATEĽSTVA SR

Východiskom pre teoretickú formuláciu a špecifikáciu prezentovaných rovníc bolo poznanie ekonomickej teórie a ekonometrických modelov slovenskej ekonomiky. Pri konštrukcii rovníc, spotreby domácností, miezd, inflácie, sme využili metodológiu, ktorá bola uvedená v štvrtročnom ekonometrickom modeli Infostatu QEM-ECM-1.0 [8]. Použitím metodiky *ECM* sme modelovali časové rady pomocou štvrtročných a medziročných diferencií. Údajová základňa obsahovala štvrtročné časové rady z rokov 1993-2001 (2001 len prvé dva štvrtroky). Jednotlivé regresné rovnice boli odhadnuté metódou najmenších štvorcov. Na vytvorenie bázy dát a odhad regresných rovníc bol využitý program EViews3.

#### 3.1 Spotreba domácností

Prvú sme modelovali konečnú spotrebu domácností v stálych cenách roku 1995. Podľa ekonomickej teórie konečná spotreba domácností môže byť funkciou hrubého disponibilného príjmu (dôchodku) domácností. Tento faktor sme považovali za hlavný a vysvetľujúci faktor v regresnej rovnici vyjadrujúcej konečnú spotrebu domácností. Použitie úrokových sadzieb z krátkodobých i termínovaných vkladov sa ukázalo štatisticky nevýznamné.

Skôr, ako sme začali tvoriť model, potrebovali sme otestovať stacionárnosť a kointegrovanosť časových radov. Tieto testy sú potrebné na splnenie predpokladov pre konštrukciu rovníc metodikou *ECM*.

Logaritmy časových radov konečnej spotreby domácností  $\ln C95$  a hrubého disponibilného dôchodku  $\ln YRD$  sme testovali pomocou ADF (Augmented Dickey-Fuller) testu. Testovali sme nasledujúce LRM na jednotkové korene:

$$\Delta \ln C95_t = \gamma + \delta_0 \ln C95_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln C95_{t-1} + u_t$$

$$\Delta \ln YRD_t = \gamma + \delta_0 \ln YRD_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln YRD_{t-1} + u_t$$

Testy potvrdili nestacionárnosť oboch časových radov. Aby sme zistili integrovanosť radov, otestovali sme ešte aj prvé diferencie.

Testované LRM mali tvar:

$$\begin{aligned}\Delta^2 \ln C95_t &= \gamma + \delta_0 \Delta \ln C95_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln C95_{t-1} + u_t \\ \Delta^2 \ln YRD_t &= \gamma + \delta_0 \Delta \ln YRD_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln YRD_{t-1} + u_t\end{aligned}$$

Testovaním prvých diferencií sa výskyt jednotkového koreňa nepotvrdil ani u jedného z časových radov. Pri tvrdení, že tieto rady sú integrované stupňa jedna ( $\ln YRD$ ,  $\ln C95 \sim I(1)$ ) musíme byť opatrní, pretože ide o časové rady malého rozsahu, čo silu ADF testu znižuje. Kvôli zosilneniu tvrdenia, že rady sú integrované stupňa jedna, resp. kointegrované, použili sme ešte Johansenov kointegračný test. Podľa testu sú rady  $\ln C95$  a  $\ln YRD$  kointegrované ( $(\ln C95, \ln YRD) \sim CI(1,1)$ ). Teda môžeme prehlásiť, že lineárna kombinácia radov  $\ln C95$  a  $\ln YRD$  je triedy  $I(0)$  a je stacionárna.

Výsledky ADF testov a Johansenovho testu sú uvedené v prílohe B.).

### **Medzikvartálne diferencie - časový posun (t-1)**

Prvá verzia rovnice pre konečnú spotrebu domácností je založená na štvrt'ročných - medzikvartálnych diferenciách. Vychádzajúc z metodiky *ECM* sme zostavili rovnicu v tvare:

$$\Delta \ln(C95_t) = a_0 + b_0 \Delta \ln(YRD_t) + (a_1 - 1)[\ln(C95_{t-1}) - \delta_1 \ln(YRD_{t-1})] + u_t$$

$C95$  - konečná spotreba domácností v stálych cenách roku 1995 v mld. Sk,

$YRD$  - hrubý disponibilný dôchodok (reálny) domácností v mld. Sk,

$u_t$  - náhodná zložka s konštantným rozptylom a nulovou strednou hodnotou.

Rovnica bola odhadnutá nasledovne:

$$DLOG(C95,0,1) = 0.605 + 0.348 * DLOG(YRD,0,1) - 0.475 * (LOG(C95(-1)) - 0.685 * LOG(YRD(-1)))$$

$$R^2 = 0.44, \bar{R}^2 = 0.38 \tag{3.1.1}$$

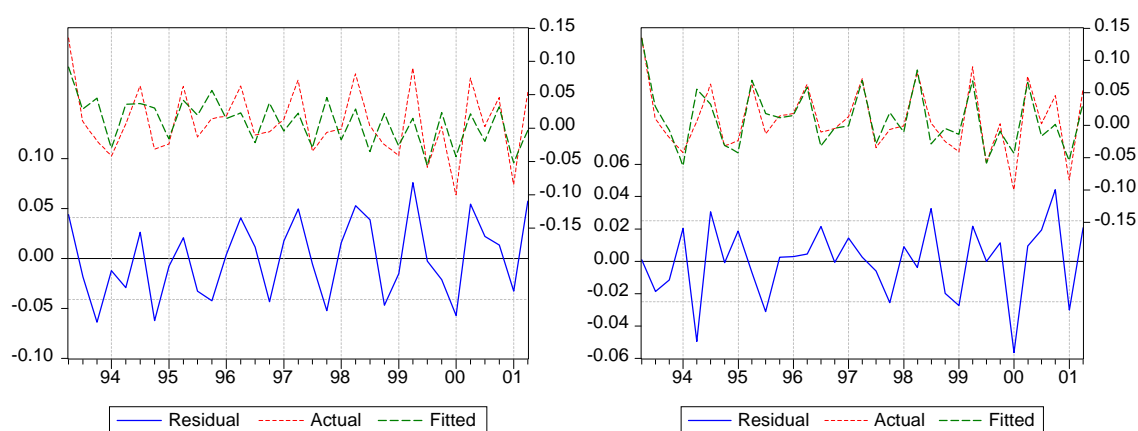
Grafická interpretácia odhadnutej rovnice je na obr. č. 3.1.1 vľavo.



Nízka hodnota koeficientu determinácie súvisí s nezahrnutím sezónnej zložky do špecifikácie rovnice. Sezónnosť spôsobujú pravidelné výkyvy hlavne v druhom (kladné) a štvrtom štvrtroku (záporné), čo možno jasne vidieť aj na obrázku č. 3.1.1. Po zavedení týchto sezónnych filtrov nadobudla rovnica tvar:

$$\text{DLOG}(C95,0,1) = 0.081 + 0.554 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,1) - 0.597 \cdot (\text{LOG}(C95(-1)) - 0.941 \cdot \text{LOG}(YRD(-1))) + 0.031 \cdot @SEAS(2) - 0.064 \cdot @SEAS(4)$$

$$R^2 = 0.81, \bar{R}^2 = 0.77 \quad (3.1.2)$$

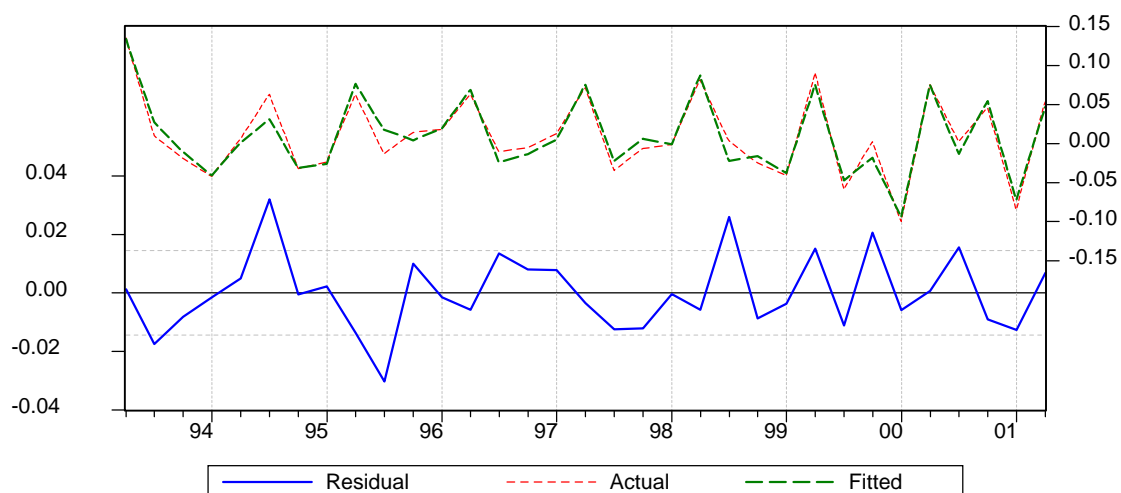


Obr. č. 3.1.1 Skutočné a teoretické hodnoty  $\text{DLOG}(C95, 0, 1)$  a rezíduá (rovnica 3.1.1), po zavedení sezónnych filtrov (rovnica 3.1.2)

Poslednou premennou pridanou do špecifikácie rovnice bola umelá premenná. Umelá premenná predstavuje člen korigujúci vonkajšie vplyvy, ktoré vysvetľujúce premenné nedokázali zohľadniť (najmä zníženie spotreby v roku 1999 a 2000 vplyvom výrazného zvýšenia inflácie).

$$\text{DLOG}(C95,0,1) = 0.140 + 0.434 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,1) - 0.525 \cdot (\text{LOG}(C95(-1)) - 0.912 \cdot \text{LOG}(YRD(-1))) + 0.045 \cdot @SEAS(2) - 0.060 \cdot @SEAS(4) + 0.064 \cdot UC951$$

$$R^2 = 0.94, \bar{R}^2 = 0.92 \quad (3.1.3)$$



Obr. č. 3.1.2 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(C95, 0, 1)$  a rezíduá (rovnicu 3.1.3)

### Medziročné diferencie - časový posun ( $t-4$ )

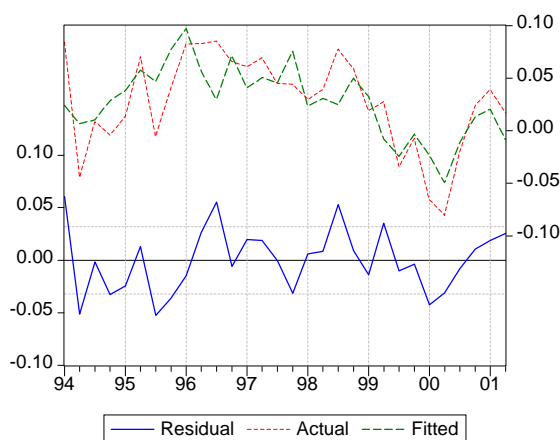
Obdobným postupom použijeme na modelovanie vývoja spotreby domácností medziročné diferencie. Východisková rovnica má tvar:

$$\Delta_4 \ln(C95_t) = a_0 + b_0 \Delta_4 \ln(YRD_t) + (a_1 - 1)[\ln(C95_{t-4}) - \delta_1 \ln(YRD_{t-4})] + u_t$$

Odhadom sme získali rovnicu s parametrami:

$$DLOG(C95,0,4) = 0.625 + 0.504 * DLOG(YRD,0,4) - 0.294 * (LOG(C95(-4)) - 0.503 * LOG(YRD(-4)))$$

$$R^2 = 0.55, \bar{R}^2 = 0.50 \quad (3.1.4)$$



Obr. č. 3.1.3 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(C95, 0, 4)$  a rezíduá (rovnicu 3.1.4)

Koeficient determinácie je oproti rovnici s medzikvartálnymi diferenciami väčší. Je to spôsobené tým, že použitím medzikvartálnych diferencií sa vplyv sezónnosti eliminuje. V ďalšej rovnici sme použili sezónny filter. Tento člen v tomto prípade neplní funkciu sezónneho filtra. Pracuje ako eliminačný člen každoročne nižšieho medziročného prírastku konečnej spotreby domácností vo štvrtom štvrtroku v porovnaní s medziročným prírastkom reálnych dôchodkov domácností v tom istom období (vplyv koncoročných odmien).

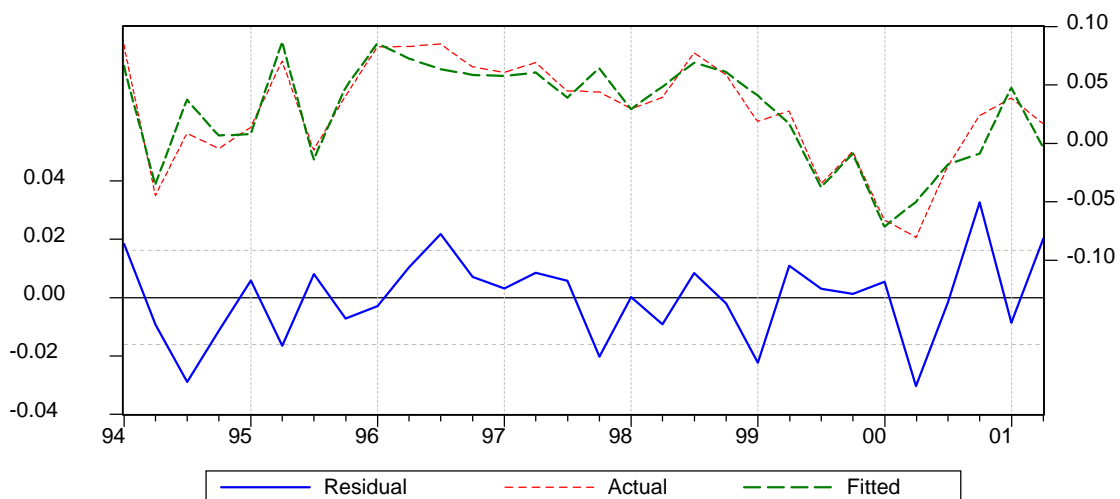
$$\text{DLOG}(C95,0,4) = 0.324 + 0.685 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,4) - 0.756 \cdot (\text{LOG}(C95(-4)) - 0.880 \cdot \text{LOG}(YRD(-4))) - 0.083 \cdot @SEAS(4)$$

$$R^2 = 0.68, \bar{R}^2 = 0.63 \quad (3.1.5)$$

Použitie "sezónnej zložky" preukázalo svoje opodstatnenie. Tak ako v prípade modelovania pomocou medzikvartálnych diferencií, bolo potrebné korigovať vplyv výrazného medziročného zníženia konečnej spotreby domácností (v dôsledku zvýšenia inflácie) v rokoch 1999 a 2000. Konečným tvarom modelu je rovnica (3.1.6)

$$\text{DLOG}(C95,0,4) = 0.489 + 0.580 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,4) - 0.819 \cdot (\text{LOG}(C95(-4)) - 0.844 \cdot \text{LOG}(YRD(-4))) - 0.093 \cdot @SEAS(4) + 0.068 \cdot UC954$$

$$R^2 = 0.89, \bar{R}^2 = 0.87 \quad (3.1.6)$$



Obr. č. 3.1.4 Skutočné a teoretické hodnoty  $\text{DLOG}(C95, 0, 4)$  a rezíduá (rovnica 3.1.6)

**Porovnanie rovníc a ekonomická interpretácia parametrov**

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(C95,0,1) = & 0.140 + 0.434 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,1) - 0.525 \cdot (\text{LOG}(C95(-1)) - 0.912 \cdot \text{LOG}(YRD(-1))) \\ & + 0.045 \cdot @SEAS(2) - 0.060 \cdot @SEAS(4) + 0.064 \cdot UC951 \end{aligned} \quad (3.1.3)$$

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(C95,0,4) = & 0.489 + 0.580 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,4) - 0.819 \cdot (\text{LOG}(C95(-4)) - 0.844 \cdot \text{LOG}(YRD(-4))) \\ & - 0.093 \cdot @SEAS(4) + 0.068 \cdot UC954 \end{aligned} \quad (3.1.6)$$

V rovnici (3.1.3) je krátkodobý multiplikátor 0.434. V rovnici (3.1.6) je vyšší, jeho hodnota je 0.58. Treba pripomenúť, že krátkodobý multiplikátor v druhej rovnici má charakter skôr strednodobého, pretože ide o medziročný rast spotreby a príjmov domácností. Preto nemôžeme tieto koeficienty porovnávať. Dlhodobé multiplikátory majú porovnateľné elasticity. Prijatie hypotézy, že pri zvýšení hrubého disponibilného dôchodku o 1% sa zvýši spotreba obyvateľstva o 0.844% až 0.912%, sa zdá byť primerané. Na základe porovnania rovníc možno konštatovať, že pri predĺžovaní časového horizontu sa koeficienty elasticít zväčšujú. Pri krátkodobom multiplikátore prvej rovnice je elasticita medzikvartálnej zmeny 0.434, pri druhej rovnici je už elasticita medziročnej zmeny 0.58 a pri dlhodobých multiplikátoroch sú elasticity 0.912 a 0.844. Na základe tohto pozorovania môžeme povedať, že domácnosti sú z hľadiska krátkodobého opatrnejšie t.j. pri zvýšení hrubého disponibilného príjmu nereagujú tak prudko a nezačnú hneď k tomu primerane spotrebovať (neistota zamestnania a stabilného príjmu).

**3.2 Inflácia - index spotrebiteľských cien tovarov a služieb**

Druhý sme skonštruovali model inflácie, ktorú reprezentuje index spotrebiteľských cien tovarov a služieb. Najskôr pomocou medzikvartálnych diferencií a potom pomocou medziročných diferencií. Vypočítané hodnoty inflácie z tejto rovnice budú ďalej použité ako vstupné hodnoty (*CPI* bude endogénna premenná v celkovom modeli) do rovnice nominálnej priemernej mesačnej mzdy. Na modelovanie sme použili logaritmy časových radov.

Ako v predchádzajúcom modeli, tak aj teraz sme najskôr otestovali stacionárnosť a kointegrovanosť časových radov. Za vysvetľujúce premenné časového radu *CPI* sme zvolili výmenný kurz *USD/SKK* v tvare bázičného indexu - *IREUS95* a index cien

priemyselných výrobcov *PPI*. Na testovanie stacionarity časových radov sme opäť použili ADF test. Testované LRM na jednotkové korene mali tvary :

$$\begin{aligned}\Delta \ln CPI_t &= \gamma + \delta_0 \ln CPI_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln CPI_{t-1} + u_t \\ \Delta \ln PPI_t &= \gamma + \delta_0 \ln PPI_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln PPI_{t-1} + u_t \\ \Delta \ln IREUS95_t &= \gamma + \delta_0 \ln IREUS95_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln IREUS95_{t-1} + u_t\end{aligned}$$

Testy poukázali na nestacionárnosť všetkých troch časových radov. Testované LRM na prvé diferencie boli v tvare :

$$\begin{aligned}\Delta^2 \ln CPI_t &= \gamma + \delta_0 \Delta \ln CPI_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln CPI_{t-1} + u_t \\ \Delta^2 \ln PPI_t &= \gamma + \delta_0 \Delta \ln PPI_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln PPI_{t-1} + u_t \\ \Delta^2 \ln IREUS95_t &= \gamma + \delta_0 \Delta \ln IREUS95_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln IREUS95_{t-1} + u_t\end{aligned}$$

Prvé diferencie sú stacionárne u *CPI* na hladine významnosti 5%, u *PPI* na hladine významnosti 1% a u *IREUS95* na hladine významnosti 1%. Johansenov test preukázal kointegrovanosť daných časových radov a teda ich lineárna kombinácia je integrovaná stupňa nula. Teraz môžeme pristúpiť k samotnej konštrukcii rovnice.

#### **Medzikvartálne diferencie - časový posun (t-1)**

Začneme opäť rovnicou, v ktorej vystupujú medzikvartálne diferencie. Teoretický model je nasledovný :

$$\begin{aligned}\Delta \ln(CPI_t) &= a_0 + b_0 \Delta \ln(PPI_t) + b_1 \Delta \ln(IREUS95_t) + (a_1 - 1)[\ln(CPI_{t-1}) - \delta_1 \ln(PPI_{t-1}) \\ &\quad - \delta_2 \ln(IREUS95_{t-1})] + u_t\end{aligned}$$

*CPI* - index spotrebiteľských cien tovarov a služieb, 1995=1

*PPI* - index cien priemyselných výrobcov, 1995=1

*IREUS95* - index výmenného kurzu USD/SKK, 1995=1

Po odhadnutí parametrov :

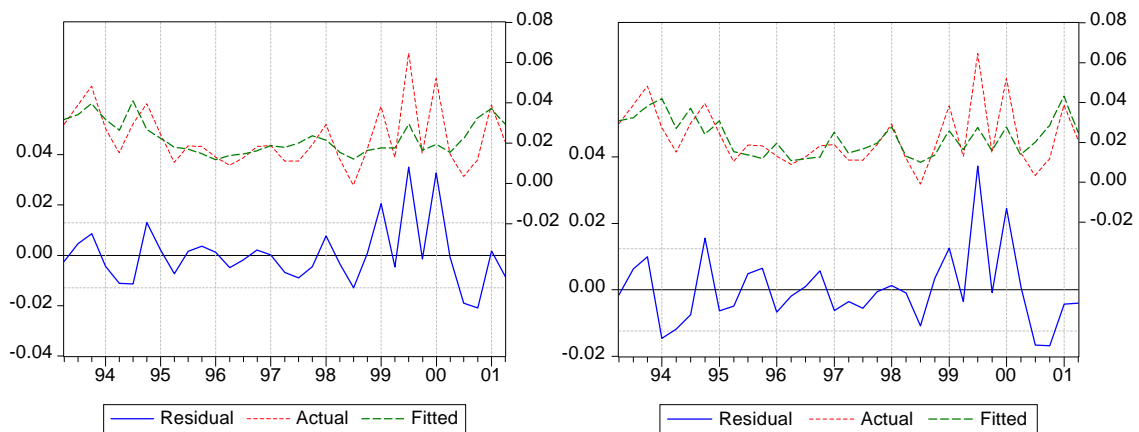
$$\begin{aligned}DLOG(CPI,0,1) &= 0.01 + 0.226 * DLOG(PPI,0,1) + 0.043 * DLOG(IREUS95,0,1) \\ &\quad - 0.253 * (LOG(CPI(-1))) - 0.936 * LOG(PPI(-1)) - 0.445 * LOG(IREUS95(-1)))\end{aligned}$$

$$R^2 = 0.32, \bar{R}^2 = 0.20 \tag{3.2.1}$$

Koeficient determinácie má pomerne malú hodnotu, ktorá sa zvýši po zavedení sezónneho filtra do špecifikácie regresnej rovnice pre prvý štvrťrok. Významnú sezónnosť možno vidieť aj z obrázku č. 3.2.1 vľavo (zvyšovanie regulovaných cien v prvom štvrťroku).

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CPI},0,1) &= 0.008 + 0.196*\text{DLOG}(\text{PPI},0,1) + 0.040*\text{DLOG}(\text{IREUS95},0,1) \\ &\quad - 0.231*(\text{LOG}(\text{CPI}(-1))) - 0.882*\text{LOG}(\text{PPI}(-1)) - 0.483*\text{LOG}(\text{IREUS95}(-1))) \\ &\quad + 0.011*@SEAS(1) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.42, \bar{R}^2 = 0.28 \quad (3.2.2)$$

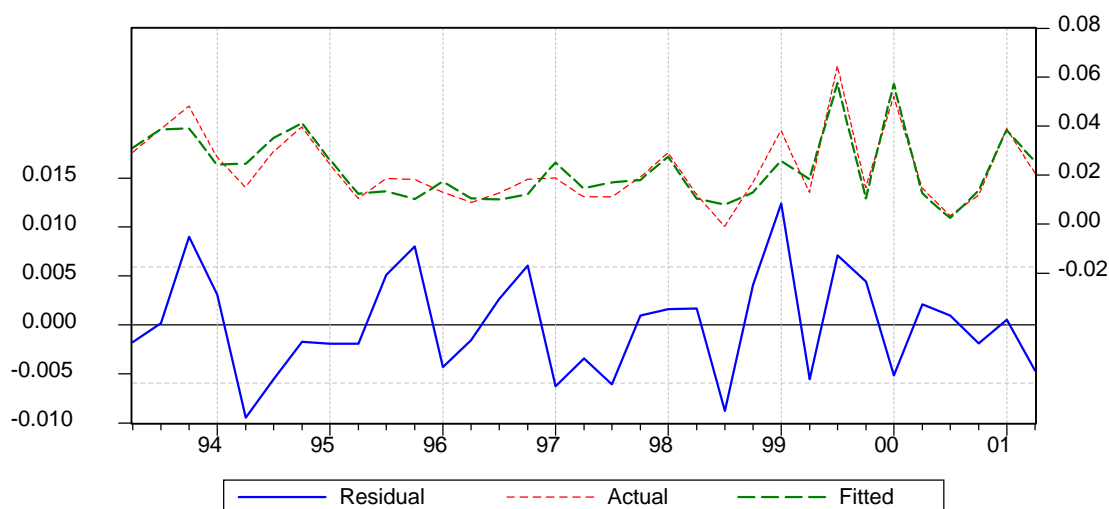


Obr. č. 3.2.1 Skutočné a teoretické hodnoty  $\text{DLOG}(\text{CPI}, 0, 1)$  a rezíduá (rovnica 3.2.1), (rovnica 3.2.2)

Stále pomerne nízky koeficient determinácie je spôsobený najmä vysokými hodnotami rezíduí v roku 1999. Je známe, že v tomto roku došlo k zvýšeniu cien ropy, regulovaných cien a k zavedeniu dovoznej prirážky. Tento vplyv sme aproximovali pomocou umelej premennej ( $UCPI1$ ).

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CPI},0,1) &= 0.005 + 0.218*\text{DLOG}(\text{PPI},0,1) + 0.096*\text{DLOG}(\text{IREUS95},0,1) \\ &\quad - 0.292*(\text{LOG}(\text{CPI}(-1))) - 0.938*\text{LOG}(\text{PPI}(-1)) - 0.424*\text{LOG}(\text{IREUS95}(-1))) \\ &\quad + 0.009*@SEAS(1) + 0.033*UCPI1 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.87, \bar{R}^2 = 0.84 \quad (3.2.3)$$



Obr. č. 3.2.2 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(CPI, 0, 1)$  a rezíduá (rovnica 3.2.3)

### Medziročné diferencie - časový posun ( $t-4$ )

Rovnica pre medziročné diferencie mala tvar:

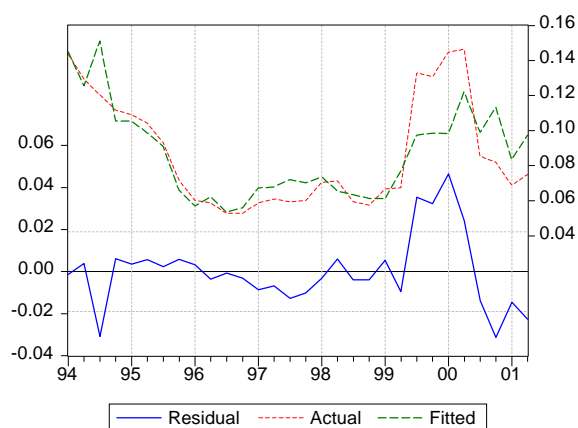
$$\Delta_4 \ln(CPI_t) = a_0 + b_0 \Delta_4 \ln(PPI_t) + b_1 \Delta_4 \ln(IREUS95_t) + (a_1 - 1) [\ln(CPI_{t-4}) - \delta_1 \ln(PPI_{t-4}) - \delta_2 \ln(IREUS95_{t-4})] + u_t$$

Tvar po parametrizácii:

$$DLOG(CPI,0,4) = 0.018 + 0.611 * DLOG(PPI,0,4) + 0.215 * DLOG(IREUS95,0,4) - 0.677 * (LOG(CPI(-4)) - 0.969 * LOG(PPI(-4)) - 0.404 * LOG(IREUS95(-4)))$$

$$R^2 = 0.70, \bar{R}^2 = 0.64 \quad (3.2.4)$$

Koeficient determinácie má už v základnom tvare rovnice pomerne vysokú hodnotu, ale z obrázka vidieť, že rovnica nedokáže úplne vysvetliť výkyvy inflácie v roku 1999 a na začiatku roku 2000.



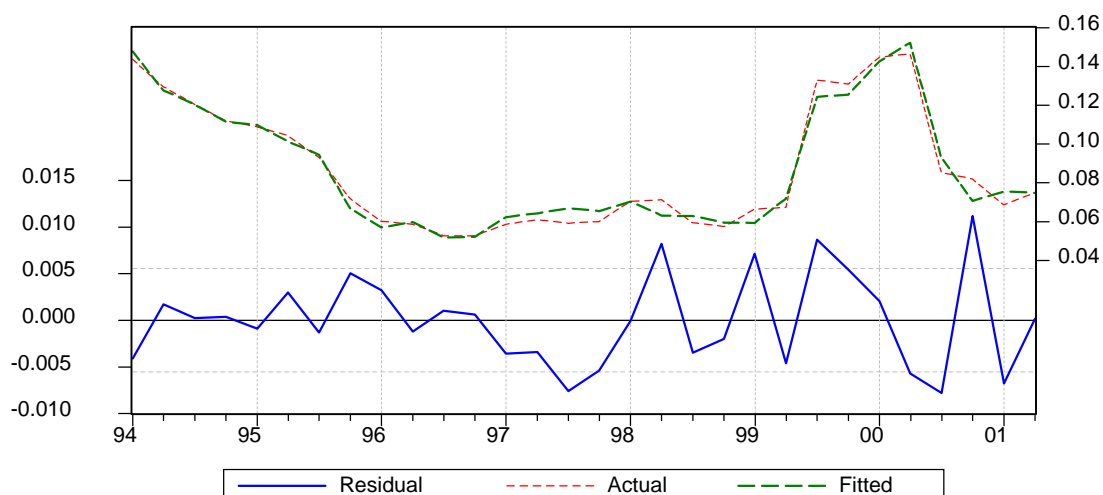
Obr. č. 3.2.3 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(CPI, 0, 4)$  a rezíduá (rovnica 3.2.4)

Po zavedení umelej premennej, ktorá koriguje vplyv zvýšenia cien ropy a prijatia balíčka ekonomických opatrení, rovnica nadobudla tvar :

$$\begin{aligned}
 DLOG(CPI,0,4) = & 0.019 + 0.531 \cdot DLOG(PPI,0,4) + 0.194 \cdot DLOG(IREUS95,0,4) \\
 & - 0.696 \cdot (\text{LOG}(CPI(-4)) - 0.907 \cdot \text{LOG}(PPI(-4)) - 0.440 \cdot \text{LOG}(IREUS95(-4))) \\
 & + 0.0337 \cdot UCPI4
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.98, \bar{R}^2 = 0.97 \quad (3.2.5)$$

Výsledná rovnica veľmi dobre vystihuje priebeh inflácie v danom časovom období, čo možno konfrontovať aj s obrázkom č. 3.2.4.



Obr. č. 4.2.4 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(CPI, 0, 4)$  a rezíduá (rovnica 3.2.5)



**Porovnanie rovníc a ekonomická interpretácia koeficientov**

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CPI},0,1) &= 0.005 + 0.218*\text{DLOG}(\text{PPI},0,1) + 0.096*\text{DLOG}(\text{IREUS95},0,1) \\ &\quad - 0.292*(\text{LOG}(\text{CPI}(-1)) - 0.938*\text{LOG}(\text{PPI}(-1)) - 0.424*\text{LOG}(\text{IREUS95}(-1))) \\ &\quad + 0.009*@SEAS(1) + 0.033*UCPI1 \end{aligned} \quad (3.2.4)$$

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(\text{CPI},0,4) &= 0.019 + 0.531*\text{DLOG}(\text{PPI},0,4) + 0.194*\text{DLOG}(\text{IREUS95},0,4) \\ &\quad - 0.696*(\text{LOG}(\text{CPI}(-4)) - 0.907*\text{LOG}(\text{PPI}(-4)) - 0.440*\text{LOG}(\text{IREUS95}(-4))) \\ &\quad + 0.0337*UCPI4 \end{aligned} \quad (3.2.5)$$

Tak ako u rovnice spotreby domácností, aj tu si možno všimnúť, že s dlhším časovým horizontom sa zvyšuje aj elasticita daných premenných. Keďže sú dlhodobé elasticity v oboch rovniciach sú skoro rovnaké, môžeme konštatovať, že pri zvýšení o 1% indexu cien priemyselných výrobcov sa z dlhodobého hľadiska zvýši index spotrebiteľských cien v priemere o 0.92%. Vysoké koeficienty elasticít potvrdzujú vysokú závislosť indexov. Vplyv zmeny výmenného kurzu už nie je taký výrazný, lebo index priemyselných cien výrobcov je závislý na výmennom kurze, ktorý tvorí 0.41% nárast indexu spotrebiteľských cien pri 1% zvýšení. Z krátkodobého a z dlhodobého hľadiska má 2.3-krát väčší vplyv zvýšenie indexu cien priemyselných výrobcov ako zmena výmenného kurzu. Opäť treba pripomenúť, že zvýšenie indexu výmenného kurzu spôsobí aj zvýšenie indexu cien priemyselných výrobcov a následne aj zvýšenie indexu spotrebiteľských cien tovarov a služieb.

Doteraz sme ešte nespomenuli koeficient zotrvačnosti  $a_1$ , ktorý poukazuje na odolnosť závisle premennej voči exogénnym šokom. Pri porovnávaní rovníc sme dospeli k názoru, že vplyv zotrvačnosti je väčší v rovniciach s medzikvartálnymi diferenciami, ako v rovniciach s medziročnými diferenciami. Rovnica spotreby domácností (0.475) vs.(0.181), rovnica indexu spotrebiteľských výrobcov (0.718) vs. (0.304). Na základe tohto zistenia možno predpokladať, že modely rovníc s medzikvartálnymi diferenciami sú výhodnejšie z dlhodobého hľadiska odolnosti voči vplyvu nerovnováhy.

### 3.3 Príjmy obyvateľstva - priemerná mesačná nominálna mzda

Ako poslednú sme odhadovali rovnicu priemerných mesačných nominálnych miezd ( $W$ ). Skôr, ako sme začali s tvorbou rovnice, testovali sme jednotlivé časové rady pomocou ADF testu na jednotkové korene.

$$\Delta \ln W_t = \gamma + \delta_0 \ln W_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln W_{t-1} + u_t$$

$$\Delta \ln CPI_t = \gamma + \delta_0 \ln CPI_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln CPI_{t-1} + u_t$$

$$\Delta RU_t = \gamma + \delta_0 RU_{t-1} + \delta_1 \Delta RU_{t-1} + u_t$$

$$\Delta \ln Y95/LD_t = \gamma + \delta_0 \ln Y95_{t-1}/LD_{t-1} + \delta_1 \Delta \ln Y95_{t-1}/LD_{t-1} + u_t$$

$W$  - priemerná nominálna mesačná mzda

$CPI$  - index spotrebiteľských cien tovarov a služieb, 1995=1

$RU$  - miera evidovanej nezamestnanosti, %

$Y95/LD$  - produktivita práce, tis Sk, s.c. 1995 ( $Y95$  - hrubý domáci produkt, mld Sk, s. c. 1995,  $LD$  - počet zamestnaných v hospodárstve, mil. osôb)

Na základe testovaných LRM sme zistili, že všetky tri rady sú nestacionárne. Prvé diferencie, testované na nasledujúcich LRM, boli stacionárne.

$$\Delta^2 \ln W_t = \gamma + \delta_0 \Delta \ln W_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln W_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 \ln CPI_t = \gamma + \delta_0 \Delta \ln CPI_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln CPI_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 RU_t = \gamma + \delta_0 \Delta RU_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 RU_{t-1} + u_t$$

$$\Delta^2 \ln Y95/LD_t = \gamma + \delta_0 \Delta \ln Y95_{t-1}/LD_{t-1} + \delta_1 \Delta^2 \ln Y95_{t-1}/LD_{t-1} + u_t$$

Priemerná mesačná mzda a miera evidovanej nezamestnanosti boli stacionárne na hladine významnosti 1% a index spotrebiteľských cien na 10% hladine významnosti. Johansenov test potvrdil kointegrovanosť časových radov a integrovanosť stupňa jedna ich lineárnej kombinácie.

**Medzikvartálne diferencie - časový posun (t-1)**

Základný tvar rovnice pre medzikvartálne diferencie bol:

$$\Delta \ln(W_t) = a_0 + b_0 \Delta \ln(CPI_t) + b_1 \Delta(RU_t) + b_2 \Delta \ln(Y95_t/LD_t) + (a_1 - 1)[\ln(W_{t-1}) - \delta_1 \ln(CPI_{t-1}) + \delta_2(RU_{t-1}) - \delta_3 \ln(Y95_{t-1}/LD_{t-1})] + u_t$$

Pri konštrukcii rovnice sa parametre  $b_0$ ,  $b_1$  a  $b_2$  ukázali ako štatisticky nevýznamné, preto ďalšie modelovanie bolo bez ich použitia. Rovnica bez členov prislúchajúcich krátkodobým multiplikátorom mala tvar :

$$DLOG(W,0,1) = 7.113 - 1.576*(LOG(W(-1)) - 1.103*LOG(Y95(-1)/LD(-1)) + 0.017*(RU(-1)) - 0.823*LOG(CPI(-1)))$$

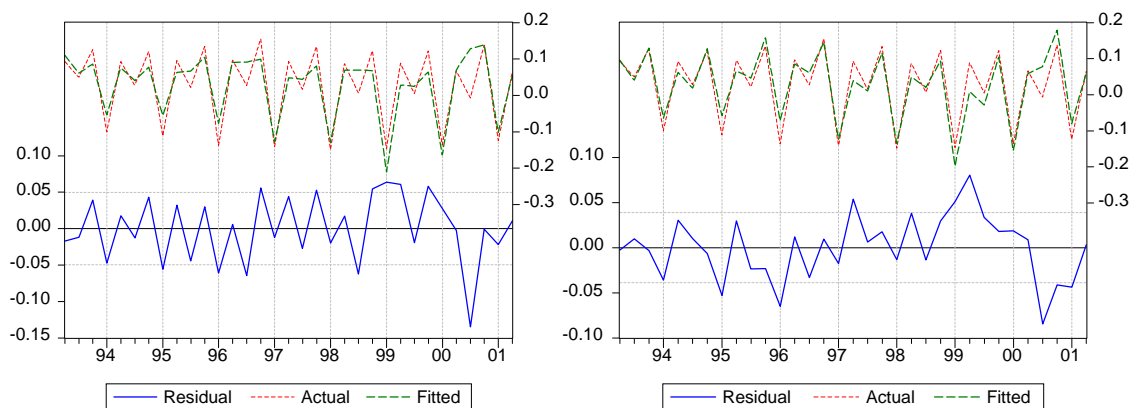
$$R^2 = 0.79, \bar{R}^2 = 0.76 \quad (3.3.1)$$

Používanie sezónne neočistených časových radov pri modelovaní rovníc vedie často k nižším hodnotám koeficientu determinácie. Tento efekt je veľmi viditeľný pri modelovaní diferencií s časovým posunom (t-1) t.j. medzikvartálnych diferencií. Potreba zavedenia sezónneho filtra pre štvrtý štvrtrok je evidentná aj z obrázka č. 3.3.1 vľavo .

Rovnica po zavedení sezónneho filtra nadobudla nasledujúci tvar:

$$DLOG(W,0,1) = 8.036 - 1.333*(LOG(W(-1)) - 0.750*LOG(Y95(-1)/LD(-1)) + 0.019*(RU(-1)) - 1.034*LOG(CPI(-1))) + 0.084*@SEAS(4)$$

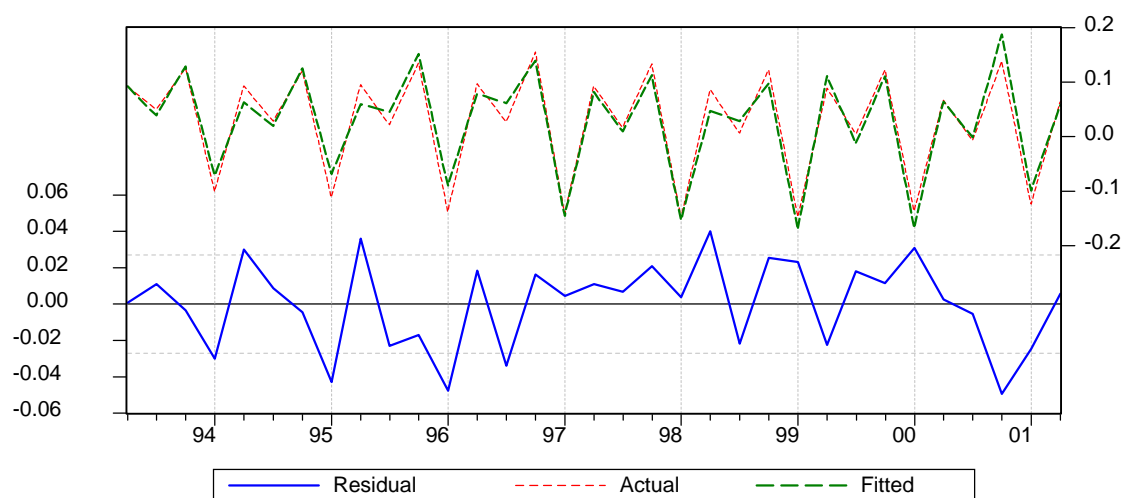
$$R^2 = 0.87, \bar{R}^2 = 0.85 \quad (3.3.2)$$



**Obr. č. 3.3.1** Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(W, 0, 1)$  a rezíduá (rovnica 3.3.1), po zavedení sezónnej premennej pre 4. štvrtrok (rovnica 3.3.2)

Zavedenie umelej premennej slúži na korekciu nevysvetlených odchýlok, ktoré spôsobilo prijatie "balíčka ekonomických opatrení" v roku 1999 a projekt verejnoprospešných prác v roku 2000. Konečný tvar rovnice je nasledujúci:

$$\begin{aligned} \text{DLOG}(W,0,1) &= 7.905 - 1.482*(\text{LOG}(W(-1)) - 0.905*\text{LOG}(Y95(-1)/LD(-1)) + 0.017*(RU(-1)) \\ &\quad - 0.933*\text{LOG}(CPI(-1))) + 0.074*@SEAS(4) + 0.101*UW1 \\ R^2 &= 0.94, \bar{R}^2 = 0.93 \end{aligned} \quad (3.3.3)$$



Obr. č. 3.3.2 Skutočné a teoretické hodnoty  $\text{DLOG}(W, 0, 1)$  a rezíduá (rovnica 3.3.3)

### Medziročné diferencie - časový posun ( $t-4$ )

Teoretický tvar rovnice s použitím medziročných diferencií je nasledovný:

$$\begin{aligned} \Delta_4 \ln(W_t) &= a_0 + b_0 \Delta_4 \ln(CPI_t) + b_1 \Delta_4 (RU_t) + b_2 \Delta_4 \ln(Y95_t/LD_t) + (a_1 - 1)[\ln(W_{t-4}) \\ &\quad - \delta_1 \ln(CPI_{t-4}) + \delta_2 (RU_{t-4}) - \delta_3 \ln(Y95_{t-4}/LD_{t-4})] + u_t \end{aligned}$$

V tomto prípade sa potvrdila štatistická významnosť krátkodobých multiplikátorov  $b_0, b_1, b_2$ . Po odhade má rovnica tvar:

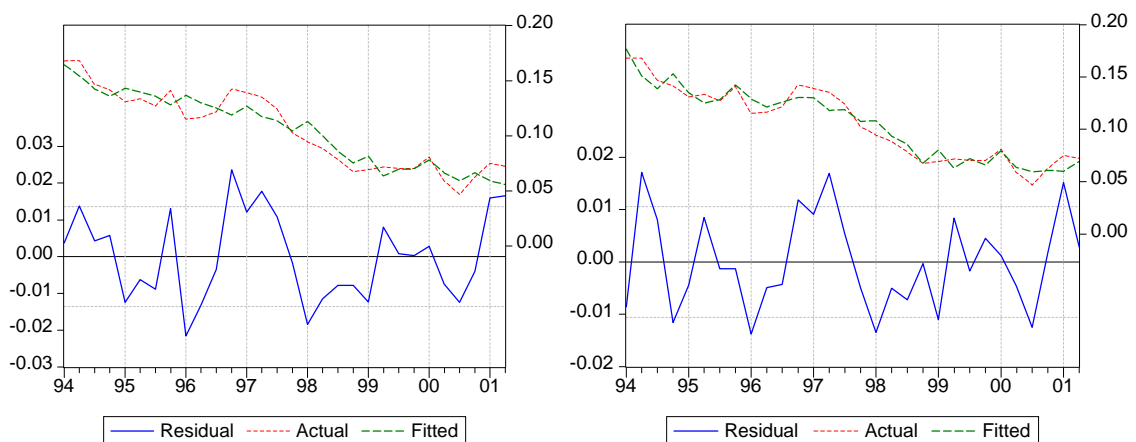
$$\begin{aligned} \text{DLOG}(W,0,4) &= 1.447 + 0.020*\text{DLOG}(Y95/LD,0,4) - 0.007*\text{D}(RU,0,4) + 0.294*\text{DLOG}(CPI,0,4) \\ &\quad - 0.069*(\text{LOG}(W(-4)) + 2.198*\text{LOG}(Y95(-4)/LD(-4)) + 0.104*(RU(-4)) \\ &\quad - 1.464*\text{LOG}(CPI(-4))) \\ R^2 &= 0.89, \bar{R}^2 = 0.85 \end{aligned} \quad (3.3.4)$$

Rovnica vystihuje priebeh medziročných prírastkov nominálnych miezd, čo možno vidieť na obr. č. 3.3.3 vľavo, aj napriek spornému dlhodobému mutiplikátoru pri produktivite práce. Graf rezíduí na obr. č. 3.3.3 vpravo, signalizuje potrebnosť kvázisezónneho filtra pre štvrtý štvrťrok, ktorý koriguje každoročný prírastok miezd v štvrtom kvartáli (koncoročné odmeny a trináste platy vyplácané každoročne vo viacerých odvetviach hospodárstva).

Doplnením rovnice (3.3.4) o kvázisezónny filter sme dostali rovnicu (3.3.5), ktorá má lepšiu vypovedaciu schopnosť, a taktiež znamienko pri produktivite práce korešponduje s ekonomickou teóriou.

$$\begin{aligned} DLOG(W,0,4) = & 3.495 + 0.287*DLOG(Y95/LD,0,4) - 0.007*D(RU,0,4) + 0.418*DLOG(CPI,0,4) \\ & - 0.493*(LOG(W(-4)) - 0.557*LOG(Y95(-4)/LD(-4)) + 0.029*(RU(-4)) \\ & - 1.048*LOG(CPI(-4))) + 0.059*@SEAS(4) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.93, \bar{R}^2 = 0.91 \quad (3.3.5)$$

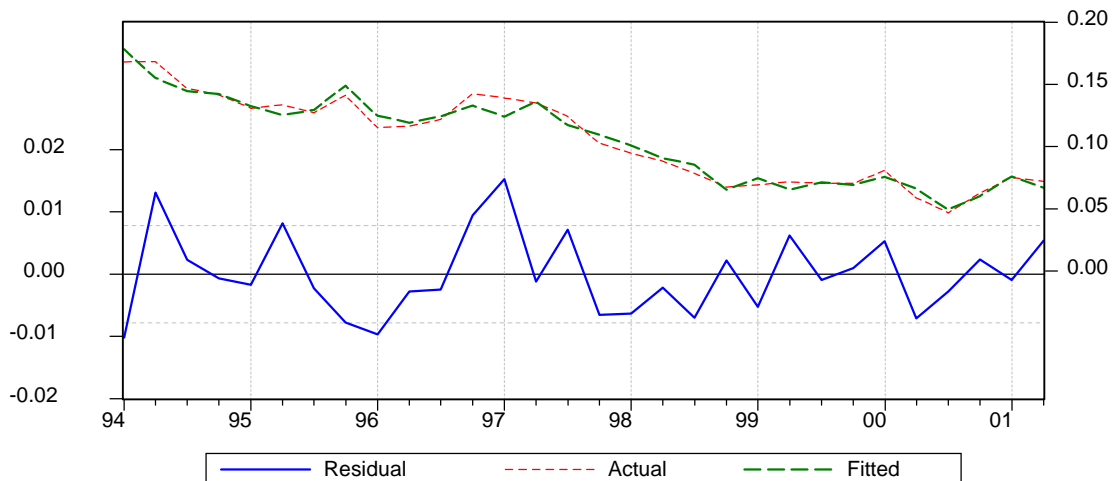


Obr. č. 3.3.3 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(W, 0, 4)$  a rezíduá (rovnica 3.3.4), po zavedení premennej  $@SEAS(4)$  (rovnica 3.3.5)

Rovnica (3.3.6) spolu s obrázkom (3.3.4) predstavuje konečnú formu rovnice nominálnych miezd. Umelá premenná eliminuje najmä vplyv verejnoprospešných prác na zamestnanosť a výšku miezd, medziročný nárast inflácie v druhom polroku 1994 a druhom štvrťroku 1997).

$$\begin{aligned} DLOG(W,0,4) = & 3.167 + 0.473*DLOG(Y95/LD,0,4) - 0.005*D(RU,0,4) + 0.343*DLOG(CPI,0,4) \\ & - 0.530*(LOG(W(-4)) - 0.791*LOG(Y95(-4)/LD(-4)) + 0.022*(RU(-4)) \\ & - 0.852*LOG(CPI(-4))) + 0.071*@SEAS(4) + 0.022*UW4 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.97, \bar{R}^2 = 0.95 \quad (3.3.6)$$



Obr. 3.3.4 Skutočné a teoretické hodnoty  $DLOG(W, 0, 1)$  a rezíduá (rovnica 3.3.6)

### Porovnanie rovníc a ekonomická interpretácia koeficientov

$$\begin{aligned} DLOG(W,0,1) = & 7.905 - 1.482*(LOG(W(-1)) - 0.905*LOG(Y95(-1)/LD(-1)) + 0.017*(RU(-1)) \\ & - 0.933*LOG(CPI(-1))) + 0.074*@SEAS(4) + 0.101*UW \quad 1 \end{aligned} \quad (3.3.3)$$

$$\begin{aligned} DLOG(W,0,4) = & 3.167 + 0.473*DLOG(Y95/LD,0,4) - 0.005*D(RU,0,4) + 0.343*DLOG(CPI,0,4) \\ & - 0.530*(LOG(W(-4)) - 0.791*LOG(Y95(-4)/LD(-4)) + 0.022*(RU(-4)) \\ & - 0.852*LOG(CPI(-4))) + 0.071*@SEAS(4) + 0.022*UW4 \end{aligned} \quad (3.3.6)$$

Zaujímavým poznatkom pri konfrontácii oboch rovníc nominálnych miezd je fakt, že z krátkodobého hľadiska nie sú mzdy vôbec elastické vzhľadom k produktivite práce, miere nezamestnanosti a inflácie. ( Mzda sa nezvyšuje, ak sa v priebehu roka zvyšuje inflácia alebo produktivita práce v hospodárstve. ) Významnosť krátkodobých parametrov sa ukázala až pri použití medziročných diferencií. Súvisí to so skutočnosťou, že mzdy sa spravidla stanovujú na jeden rok. Z krátkodobého hľadiska (z pohľadu jednoročného časového horizontu) má na mzdy väčší vplyv rast produktivity práce (zvýšenie o 1% spôsobí zvýšenie nominálnych miezd o 0.473% ), ako zvýšenie inflácie (zvýšenie o 1% spôsobí zvýšenie nominálnych miezd o 0.343% ). Zníženie

nezamestnanosti má oproti predchádzajúcim premenným zanedbateľný vplyv na vývoj miezd. Podľa ekonomickej teórie, z dlhodobého hľadiska, by mali byť koeficienty produktivity práce a inflácie jednotkové, t.j. zvyšovaním výkonnosti ekonomiky by sa mzdy mali zvýšiť priamoúmerne a pri zvýšení inflácie by sa mala udržať rovnaká reálna mzda. Parametre uvedených rovníc tento predpoklad nespĺňajú. Dlhodobá elasticita mzdy vzhľadom k produktivite práce je 0.905, v rovnici (3.3.3), a 0.791 v rovnici (3.3.6). Pri inflácii je to 0.933 v rovnici (3.3.3) vs. 0.852 v rovnici (3.3.6).

## 4. TVORBA MODELU PRÍJMOV A SPOTREBY OBYVATEĽSTVA SR

V tejto kapitole uvádzame model príjmov a spotreby obyvateľstva SR. Tvoria ho regresné rovnice z časti 3 a dopĺňujú identity.

Model obsahuje šesť rovníc, z ktorých tri sú identity a tri sú rovnice správania sa. Identity definujú odvodenie hrubého disponibilného dôchodku pomocou zložiek bežných príjmov a výdavkov domácností, ktorých zložky sú bližšie popísané v časti 2.3. Model bol vytvorený v dvoch verziách pomocou rovníc s medzikvartálnymi a medziročnými diferenciami.

Tvary modelov sú nasledovné:

### *Medzikvartálne diferencie - časový posun (t-1)*

' Model ECM-Q1-1

ASSIGN ALL D11

$$1. \text{DLOG}(C95,0,1) = 0.140 + 0.434 \cdot \text{DLOG}(YRD,0,1) - 0.525 \cdot (\text{LOG}(C95(-1)) - 0.912 \cdot \text{LOG}(YRD(-1))) + 0.045 \cdot @SEAS(2) - 0.060 \cdot @SEAS(4) + 0.064 \cdot UC951$$

$$2. \text{DLOG}(CPI,0,1) = 0.005 + 0.218 \cdot \text{DLOG}(PPI,0,1) + 0.096 \cdot \text{DLOG}(IREUS95,0,1) - 0.292 \cdot (\text{LOG}(CPI(-1)) - 0.938 \cdot \text{LOG}(PPI(-1)) - 0.424 \cdot \text{LOG}(IREUS95(1))) + 0.009 \cdot @SEAS(1) + 0.033 \cdot UCPI1$$

$$3. \text{DLOG}(W,0,1) = 7.905 - 1.482 \cdot (\text{LOG}(W(-1)) - 0.905 \cdot \text{LOG}(Y95(-1)/LD(-1)) + 0.017 \cdot (RU(-1)) - 0.933 \cdot \text{LOG}(CPI(-1))) + 0.074 \cdot @SEAS(4) + 0.101 \cdot UW1$$

$$4. Y_T = Y_{WT} + Y_{MI} + Y_{PI} + Y_{SI} + Y_O$$

$$5. Y_D = Y_T - TT$$

$$6. Y_{RD} = Y_D / CPI$$



**Medziročné diferencie - časový posun (t-4)**

' Model ECM-Q1-4

ASSIGN ALL D14

$$1. \text{DLOG}(C95,0,4) = 0.489 + 0.580 * \text{DLOG}(YRD,0,4) - 0.819 * (\text{LOG}(C95(-4)) - 0.844 * \text{LOG}(YRD(-4))) - 0.093 * @SEAS(4) + 0.068 * UC954$$

$$2. \text{DLOG}(CPI,0,4) = 0.019 + 0.531 * \text{DLOG}(PPI,0,4) + 0.194 * \text{DLOG}(IREUS95,0,4) - 0.696 * (\text{LOG}(CPI(-4)) - 0.907 * \text{LOG}(PPI(-4)) - 0.4402 * \text{LOG}(IREUS95(-4))) + 0.034 * UCPI4$$

$$3. \text{DLOG}(W,0,4) = 3.167 + 0.473 * \text{DLOG}(Y95/LD,0,4) - 0.005 * D(RU,0,4) + 0.343 * \text{DLOG}(CPI,0,4) - 0.530 * (\text{LOG}(W(-4)) - 0.791 * \text{LOG}(Y95(-4)/LD(-4)) + 0.022 * (RU(-4)) - 0.852 * \text{LOG}(CPI(-4))) + 0.071 * @SEAS(4) + 0.022 * UW4$$

$$4. YT = YWT + YMI + YPI + YSI + YO$$

$$5. YD = YT - TT$$

$$6. YRD = YD/CPI$$

YWT - hrubé mzdy a platy, mld. Sk

YMI - hrubý zmiešaný dôchodok domácností, mld. Sk

YPI - dôchodky domácností z majetku, mld. Sk

YSI - sociálne dávky (okrem neutrálnych sociálnych transferov), mld. Sk

YO - ostatné bežné transfery do domácností (príjmové), mld. Sk

YD - hrubý disponibilný dôchodok domácností (nominálny), mld. Sk

YT - bežné príjmy domácností, mld. Sk

TT - bežné výdavky domácností, mld. Sk

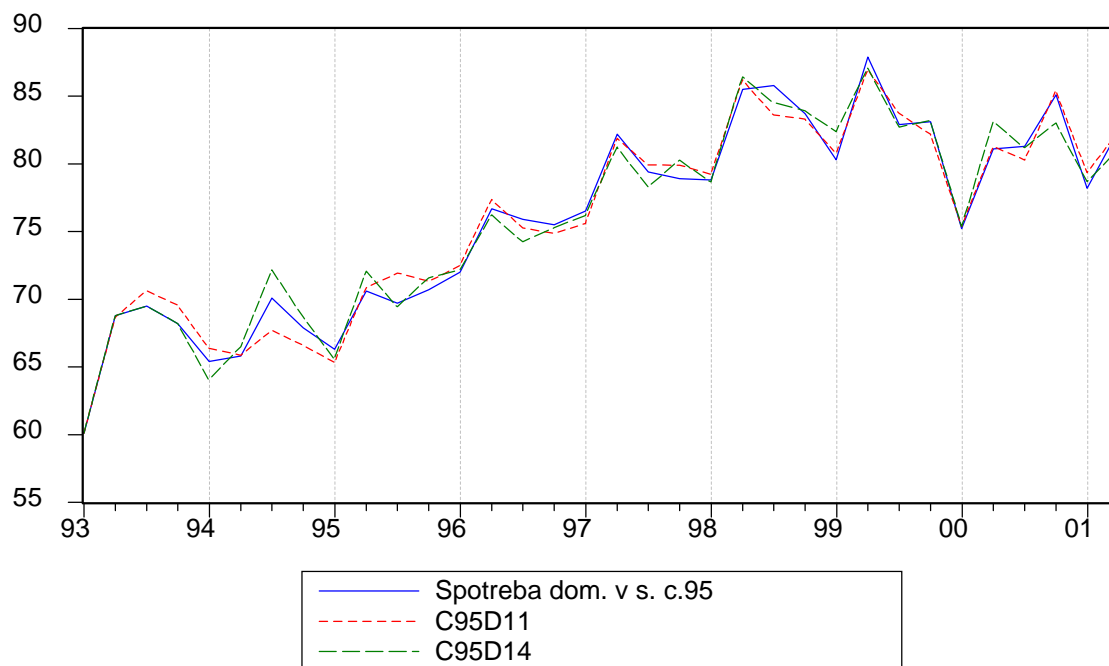
Endogénne (vysvetľované) premenné modelu sú: C95, CPI, W, YT, YD, YRD, všetky ostatné premenné vystupujú v modeli ako exogénne (vysvetľujúce) premenné.

Dané modely sme podrobili statickej a dynamickej simulácii ex-post.

- statická simulácia používa aktuálne hodnoty dát časových radov na počítanie ďalších hodnôt premenných, i keď ide o endogénne premenné
- dynamická simulácia používa vypočítané hodnoty dát časových radov endogénnych premenných na výpočet ďalších hodnôt endogénnych premenných

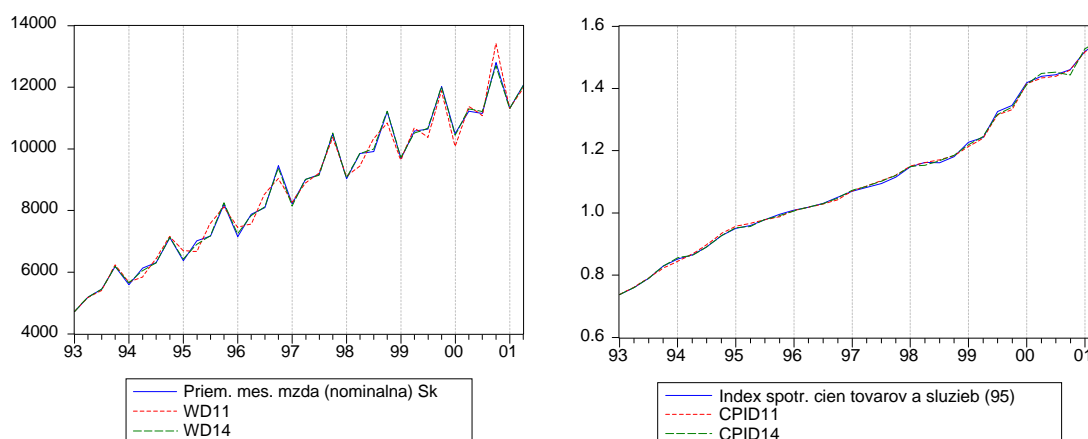
Obe metódy používajú iteračný Gauss-Seidelov algoritmus[3].

Presnosť modelu možno najlepšie posúdiť podľa dynamickej simulácie (vznikajú pri nej najvýraznejšie odchýlky vypočítaných hodnôt endogénnych premenných od pôvodných hodnôt). Výsledok dynamickej simulácie modelu pre konečnú spotrebu domácností uvádzame v grafickej podobe na obr. č. 4.1.



Obr. č. 4.1 Výsledky dynamickej simulácie ex post konečnej spotreby domácností v s. c. 95 (C95D11 - simulácia pomocou medzikvartálnych diferencií, C95D14 - simulácia pomocou medziročných diferencií)

Podľa obrázka 4.1 môžeme usúdiť, že model, ako simultánna sústava rovníc, veľmi dobre vystihuje priebeh konečnej spotreby domácností ex post. Veľmi dobrý výsledok je podmienený malým rozsahom modelu, teda malým počtom endogénnych premenných (pri väčšom počte endogénnych premenných sa spravidla vo väčšej miere prejavujú nedostatky samostatných regresných rovníc).

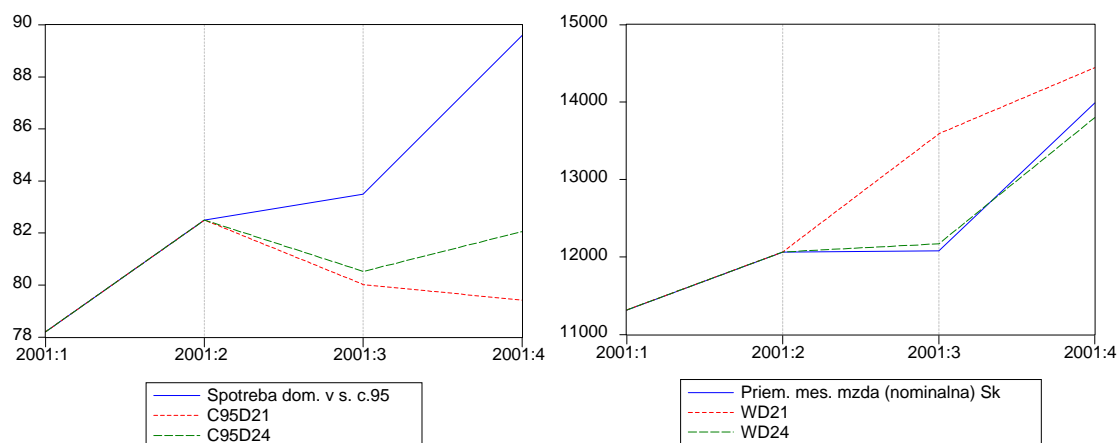


Obr. č. 4.2 Výsledky dynamickej ex post simulácie pre premenné W, CPI

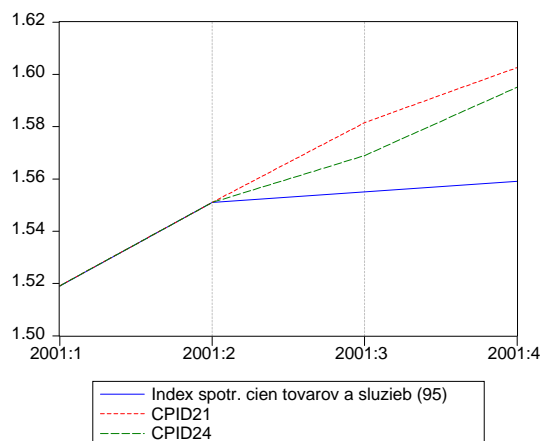
Pre úplnosť uvádzame na obrázku č. 4.2 výsledky dynamických simulácií aj pre nominálnu priemernú mesačnú mzdu a index spotrebiteľských cien tovarov a služieb. Takmer dokonalý výsledok pri premennej CPI je podmienený závislosťou len na exogénnym premenným, teda dynamická ex post simulácia je zhodná so statickou ex post simuláciou.

## 5. PROGNOZA VÝVOJA PRÍJMOV A SPOTREBY EX POST

Dynamickou simuláciou sme vypočítali prognózu ex post v dvoch verziách, s medzikvartálnymi a medziročnými diferenciami pre tretí a štvrtý štvrťrok 2001. ( t.j. pomocou skutočných hodnôt exogénnych premenných v treťom a štvrtom štvrťroku 2001 sa vypočítali predpovede endogénnych premenných C95, W, CPI). Hodnoty ex post predpovedí oboch verzií sme porovnali so skutočnými hodnotami. Rozdiely medzi odhadom pomocou medzikvartálnych a medziročných diferencií sú dokumentované v tabuľke č. 5.1 a graficky na obrázku č. 5.1 a 5.2.



Obr. č. 5.1 Hodnoty predpovedí ex post pre model s medzikvartálnymi a medziročnými diferenciami pre premenné C95 a W



Obr. č. 5.2 Hodnoty predpovedí ex post pre model s medzikvartálnymi a medziročnými diferenciami pre premennú CPI

Tabuľka č. 5.1 Percentuálne odchýlky premenných predpovedí od premenných C95, CPI, W

Percentuálne odchýlky	C95D21	C95D24
2001:3	-4,17%	-3,57%
2001:4	-11,37%	-8,43%
	CPID21	CPID24
2001:3	1,71%	0,89%
2001:4	2,79%	2,31%
	WD21	WD24
2001:3	12,50%	0,73%
2001:4	3,26%	-1,34%

\*.\*D21 - dynamická prognóza ex post z modelu s medzikvartálnymi diferenciami

\*.\*D24 - dynamická prognóza ex post z modelu s medziročnými diferenciami

Pomerne veľké percentuálne odchýlky prognóz od skutočného vývoja konečnej spotreby domácností (-11,37%, -8,43%) v oboch verziách sú dôsledkom toho, že model (objektívne) nezohľadňuje vplyv vyplatenia dlhopisov v druhom polroku 2001, ktoré malo evidentne dopad na zrýchlenie rastu konečnej spotreby domácností. Odchýlky prognózy ex post pre ďalšie dva ukazovatele sú podstatne menšie.

Záverom možno na základe porovnania veľkosti percentuálnych odchýlok prognóz od skutočnosti konštatovať, že model, ktorý je založený na medziročných diferenciách je na prognózovanie relatívne vhodnejší.

## ZÁVER

Ekonometrické modelovanie makroekonomických ukazovateľov je v podmienkach transformujúcej sa ekonomiky veľmi zložitá. Spôsobuje to najmä nestabilné ekonomické prostredie, v dôsledku ktorého sa niekedy zdá, že vývoj makroekonomických ukazovateľov „nerešpektuje“ poznatky vyplývajúce z ekonomickej teórie. Toto konštatovanie sa týka aj modelovania vývoja niektorých základných makroekonomických ukazovateľov slovenskej ekonomiky od roku 1993.

Predmetom modelovania v tejto práci boli hlavne príjmy a spotreba obyvateľstva SR. Zaujímavým poznatkom, ktorý sme získali pri konštrukcii rovnice spotreby domácností, bolo, že pri zväčšujúcom sa časovom horizonte sa elasticita spotreby voči príjmom zväčšuje, čo možno pripísať neistote zamestnania a stabilného príjmu v doterajších podmienkach SR. Z dlhodobého hľadiska vydávajú domácnosti až 91% hrubých disponibilných príjmov, čo možno pripísať relatívne vysokej inflácii a nízkym mzdám v slovenskom hospodárstve.

Hlavným zdrojom príjmov domácností sú mzdy, ktorých vývoj sme modelovali, a to pomocou vývoja priemerných nominálnych mesačných miezd v slovenskom hospodárstve. Veľmi dôležitým poznatkom bolo štatistické zamietnutie významnosti krátkodobých elasticít v rovnici miezd s použitím medzikvartálnych diferencií. Krátkodobú neelastickosť nominálnych miezd na produktivite práce, miere nezamestnanosti a inflácie, možno vysvetliť uzatváraním miezd na dlhšie časové obdobia, spravidla na jeden rok. V jednoročnom časovom horizonte sa už totiž krátkodobé elasticity miezd na uvedené faktory ukázali ako štatisticky významné. Oproti dlhodobým elasticitám majú krátkodobé elasticity v prípade produktivity práce zhruba polovičnú veľkosť, miery nezamestnanosti štvrtinové, a v prípade inflácie tretinové. Dlhodobé elasticity miezd na produktivitu práce a infláciu dosahujú hodnotu takmer 0.9.

Model príjmov a spotreby, ktorý je prezentovaný vo dvoch verziách v 4. kapitole, má dobrú výrokovú schopnosť, o čom svedčia výsledky jeho overenia za minulosť. Pri jeho aplikácii na výpočet prognózy ex post, t.j. prognózy na 3. a 4. štvrťrok 2001, sa ako presnejšia ukázala verzia, ktorá je založená na medziročných tempách rastu. Odchýlka prognózy spotreby domácností od jej skutočného vývoja totiž dosiahla v tejto verzii modelu v priemere len 6 %, kým v druhej verzii to bolo v priemere 8 %. Rovnako

---

odchýlka prognózy príjmov domácností (priemernej nominálnej mesačnej mzdy) dosiahla v tejto verzii modelu v priemere 7.9% a v druhej verzii modelu v priemere 1%.

## POUŽITÁ LITERATÚRA

- [1] Alt, J. : *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*, GRADA Publishing, 1999
- [2] EViews, *User Guide, Version 2.0*, QMS Irvine California 1995
- [3] EViews3, *Help System*
- [4] Felderer, B., Homburg S. : *Makroekonomika a nová makroekonomika*, ELITA, Bratislava 1995
- [5] Garaj, V., Šujan, I. : *Ekonometria*, ALFA, Bratislava 1980
- [6] Gavura, M., Tkáč, M. : *Econometric model NBS*, Macromodels '99, 1999, Rydzyna, Poland
- [7] Haluška, J. : *A quarterly econometric model for the Slovak economy SR-1Q*, Infostat, Bratislava 1997
- [8] Haluška, J., Olexa, M., Orságová, J. : *Štvrťročný ekonometrický model Slovenskej ekonomiky QEM-ECM*, INFOSTAT 2001
- [9] Hatrák, M. : *Error Correction Models and Cointegration Analysis in Applied Econometrics*, CEJORE 1998 Number 3-4
- [10] Hušek, R. : *Ekonometrická analýza*, EKOPRESS, Praha 1999
- Econometrics*, CEJORE 1998 Number 3-4
- [11] *Indexy spotrebiteľských cien v Slovenskej republike*. Štatistický úrad Slovenskej republiky Bratislava 2000
- [12] *Národné účty, Makroekonomické ukazovatele štvrťročných národných účtov a pridaná hodnota*, Štatistický úrad SR, Bratislava 2001