



FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY

A INFORMATIKY

UNIVERZITY KOMENSKÉHO

v Bratislave

Ekonomická a finančná matematika

D I P L O M O V Á P R Á C A

**FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY
A INFORMATIKY**

UNIVERZITY KOMENSKÉHO

v Bratislave



Ekonomická a finančná matematika

D I P L O M O V Á P R Á C A

Modelovanie trhu práce pomocou ECM

Autor diplomovej práce: Dáša Bartošová

Vedúci diplomovej práce: RNDr. František Hajnovič

Čestne prehlasujem, že som túto diplomovú prácu
vypracovala samostatne, s použitím uvedenej
literatúry.

V Bratislave 7.apríla 2005

Dáša Bartošová

Podakovanie

Ďakujem diplomovému vedúcemu RNDr. Františkovi Hajnovičovi za cenné rady, všestrannú pomoc a čas, ktorý mi venoval. Ďakujem svojim rodičom, ktorí toho veľa obetovali a boli mi veľkou oporou nielen počas vysokoškolského štúdia. Ďakujem tiež sestre a priateľovi za podporu.

OBSAH

ÚVOD.....	11
1. DOPYT A PONUKA NA TRHU PRÁCE	12
1.1 PONUKA PRÁCE.....	12
1.1.1 "OBMEDZENÝ ROZPOČET" A SCHÉMA INDIVIDUÁLNEJ PONUKY PRÁCE .	12
1.1.2 Celková ponuka práce	14
1.2 DOPYT PO PRÁCI.....	15
1.3 MZDY A PODIEL NA ZISKU	16
1.4 EKVILIBRIUM NA TRHU PRÁCE.....	16
1.5 INTERPRETÁCIA NEZAMESTNANOSTI.....	18
2. EKONOMETRIA	19
2.1 ČASOVÉ RADY A STACIONARITA	19
2.1.1 Testovanie stacionarity	22
2.2 INTEGROVANIE PROCESOV.....	24
2.2.1 Stochastický proces $I(1)$	25
2.3 KOINTEGRÁCIA.....	26
2.3.1 Error Correction modely (ECM) a kointegrácia	30
3. MODELOVANIE TRHU PRÁCE.....	34
3.1 TRH PRÁCE NA SLOVENSKU	34
3.2 ZAMESTNANOSŤ A NEZAMESTNANOSŤ NA SLOVENSKU	34
3.2.1 Metodika merania nezamestnanosti	36
3.2.2 Vývoj zamestnanosti a nezamestnanosti na Slovensku	37
3.3 VÝVOJ MIEZD NA SLOVENSKU.....	40
3.4 VÝVOJ JEDNOTKOVÝCH MZDOVÝCH NÁKLADOV NA SLOVENSKU.....	41
3.4.1 Vývoj jednotkových mzdových nákladov a nezamestnanosť...	43
4. EMPIRICKÁ ANALÝZA	45
4.1 KOINTEGRAČNÉ VZŤAHY.....	45
4.2 ERROR CORRECTION MODEL Y	47
ZÁVER.....	49
LITERATÚRA	50
PRÍLOHA	51

ÚVOD

Slovensko od roku 1994 vykazuje pomerne vysoký hospodársky rast meraný tempom rastu HDP, tento rast sa však neprejavil v oblasti dynamiky zamestnanosti, najmä čo sa týka tvorby pracovných miest.

Naším cieľom v diplomovej práci je charakterizovanie fungovania trhu práce na Slovensku pomocou jednoduchého ekonometrického modelu typu Error-correction.

V prvej kapitole s názvom **DOPYT A PONUKA NA TRHU PRÁCE** približujeme fungovanie trhu práce tak, ako ho charakterizuje teória. Kto v ňom vystupuje ako strana dopytu a strana ponuky, kedy dochádza k rovnováhe.

V druhej kapitole **EKONOMETRIA** stručne uvádzame základné pojmy z teórie časových radov, stacionarity a kointegrácie a základné poznatky o modeloch ECM (Error Correction Model), ktoré sú dôležité pre empirickú časť diplomovej práce.

Tretia kapitola **MODELOVANIE TRHU PRÁCE** je prehľadom vývoja trhu práce na Slovensku. Zamestnanosť a nezamestnanosť, mzdy a jednotkové mzdové náklady sú veličiny, ktoré charakterizujú trh práce. Preto je tretia kapitola tiež venovaná vývoju týchto ukazovateľov na Slovensku.

V štvrtej kapitole **EMPIRICKÁ ANALÝZA** aplikujeme teoretické poznatky z predošlých kapitol na modelovanie trhu práce. Pomocou kointegrácie a modelu typu Error Correction pre jednotkové mzdové náklady určíme dlhodobé vzťahy na trhu práce a krátkodobú dynamiku jednotkových nákladov práce.

1. DOPYT A PONUKA NA TRHU PRÁCE

Veľa ľudí sa rozhoduje, koľko času a námahy má venovať práci, či vôbec pracovať. Okrem toho, že domácnosti pracujú, aby mohli mať istú spotrebu, čas, ktorý majú k dispozícii, si delia na pracovný a voľný. *Ponuka práce* je prezentovaná ako vzťah medzi spotrebou a voľným časom. Na druhej strane, na to, aby práca mohla byť druhou stranou - firmou *dopytovaná*, musí mať pre firmy istú hodnotu.

1.1 Ponuka práce

Domácnosti potrebujú istý príjem, čo znamená, že musia pracovať alebo ponúknuť prácu firmám za mzdu. Práca má pre domácnosť istú cenu, pretože každá odpracovaná hodina predstavuje o hodinu kratší voľný čas. Domácnosti sa tak rozhodujú medzi prácou a voľným časom, podobne ako medzi spotrebou a investíciami.

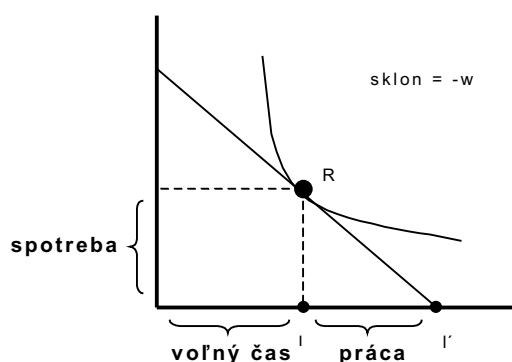
1.1.1 “Obmedzený rozpočet” a schéma individuálnej ponuky práce

Predstavme si, že máme k dispozícii “obmedzený rozpočet”, ktorý je fixovaný množstvom využiteľného času, označ. I' . Čas predstavuje zdroj, ktorý má istú hodnotu. Cena hodiny voľného času je cenou jeho využitia v práci, teda koľko by sme zarobili, keby sme pracovali. Podobne, je to cena spotreby, ktorú by sme si nemohli dovoliť kvôli nedostatku príjmu, hovoríme o *reálnej (spotrebe) mzde*, ktorá je podielom nominálnej mzdy a cenového indexu $w = \frac{W}{P}$.

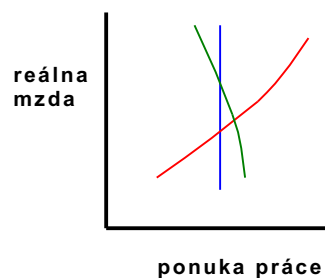
Ak máme k dispozícii I' hodín naproti hodinovej reálnej mzde w , potom celkový čas, ktorého hodnota je $I' \cdot w$, môžeme rozdeliť medzi spotrebu s hodnotou C a I hodín voľného času s hodnotou $I \cdot w$. Čiže

$$I' \cdot w = I \cdot w + C$$

Príjem, ktorý môžeme minúť na spotrebu predstavuje $C = w \cdot (I' - I)$, čo je rovnica pre našu rozpočtovú množinu. Situácia je znázornená na obrázku 1.



Obrázok 1



Obrázok 2

Optimálne rozdelenie času na prácu a voľný čas je znázornené bodom R, ktorý je miestom dotyku krivky užitočnosti a rozpočtovej množiny. Sklon “ $-w$ ” vyjadruje vzťah spotreby a voľného času, ktorý je ponúkaný trhom – akej spotreby sa treba vzdať na získanie jednotky voľného času. Úplnú spotrebu dosiahneme pri nulovom voľnom čase. Ak by sme mali dostatočný počiatočný majetok, tak sa rozpočtová množina posunie vertikálne na množstvo, ktoré by sme mohli spotrebovať bez toho, aby sme pracovali. Keby sa zmenila reálna mzda, spôsobí to otočenie rozpočtovej množiny okolo bodu I' , pri raste mzdy by sme si mohli dovoliť väčšiu spotrebu, preto sa rozpočtová množina otočí v smere hodinových ručičiek.

Užitočnosť sme maximalizovali výberom najvyššej indiferenčnej krivky, ktorá nepretína rozpočtovú množinu. Na obrázku 1 zodpovedá optimálne rozhodnutie R hraničnej miere substitúcie spotreby a voľného času, rovnako ako príslušnej mzde.

Pri raste reálnej mzdy sa práca stáva príťažlivejšou a môžu nastať dve situácie. Buď sme ochotní namiesto voľného času pracovať, aby sme si mohli dovoliť väčšiu spotrebu, vtedy hovoríme o *substitučnom efekte*, alebo si môžeme dovoliť väčšiu spotrebu aj viac voľného času, kedy hovoríme o *príjmovom efekte*. Obrázok 2 znázorňuje ako sa prenášajú tieto efekty do rôznych kriviek ponuky práce. Ukazuje, koľko práce jednotlivec ponúkne pri rôznej výške reálnej mzdy. **Modrá krivka** zobrazuje stav, kedy nenastáva žiadny zo spomínaných efektov, voľný čas a čas vyhradený na prácu ostávajú nezmenené. Hovoríme, že ponuka práce je neelastická, nereaguje na zmenu miezd. **Červená krivka** je obrazom situácie, kedy prevláda substitučný efekt a zvýšenie reálnej mzdy spôsobí skrátenie voľného času, ponuka práce je elastická. **Zelená krivka** znázorňuje prevahu príjmového efektu, kedy rastie spotreba aj množstvo voľného času. Krivka ponuky práce je opačne zakrivená (konvexná), čím pri raste reálnej mzdy v skutočnosti klesá ponuka práce.

V praxi však reakcia ponuky práce na zmenu reálnej mzdy závisí na časovom horizonte. V krátkom období sa nezdá, že by jednotlivci príliš reagovali na zmeny reálnych miezd. Z dlhodobého hľadiska je krivka ponuky práce zakrivená konvexne.

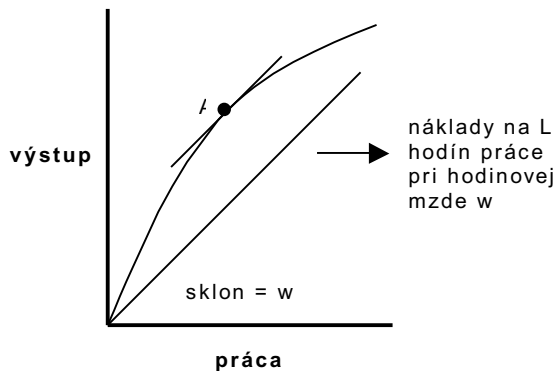
1.1.2 Celková ponuka práce

Celková (agregátna) ponuka práce je vo všeobecnosti viac elastická ako individuálna. Krivka celkovej ponuky práce je akýmsi súhrnom mnohých individuálnych rozhodnutí, či pracovať, nepracovať a koľko pracovať. Kým individuálna ponuka práce je meraná v hodinách, celková ponuka práce je meraná v pracovných

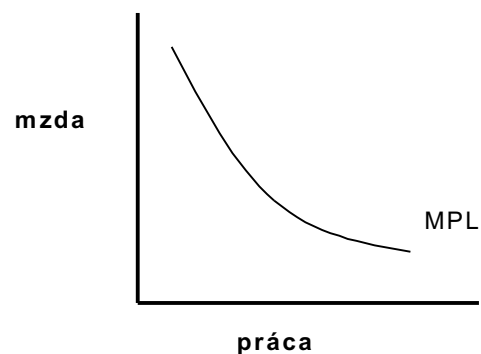
hodinách (hodina ľudskej práce). Aj keď tí, ktorí pracujú nemenia ponuku práce, pri raste miezd, tí, ktorí preferovali nepracovať sa rozhodnú ponúknuť pracovnú silu.

1.2 Dopyt po práci

Predstavme si, že má firma nejaký základný kapitál, množstvo produkcie môže meniť prostredníctvom množstva práce (v hodinách ľudskej práce), ktoré využije. Väzba medzi výstupom Y a zamestnanosťou L je vyjadrená produkčnou funkciou.



Obrázok 3



Obrázok 4

Sklon produkčnej funkcie na obrázku 3 je určený množstvom pridaného výstupu, ktorý sa získa pri pridaní jednotky vstupu, v našom prípade hodiny práce. Hovoríme o hraničnej produktivite práce MPL (marginal productivity of labour).

Keď sa firma rozhoduje, koľko ľudí má zamestnať, zameriava sa na najväčší možný zisk. Na obrázku 3 sú polpriamkou znázornené náklady firmy na pracovníkov, jej sklon je w . L hodín práce predstavuje pre firmu mzdové náklady $w \cdot L$. Zisk je daný ako vzdialenosť medzi produkčnou krivkou a polpriamkou nákladov. Maximum zisku sa dosahuje v bode A, kde je krivka paralelná s polpriamkou, čo nastáva keď $MPL = w$. Dopyt firmy po práci je daný

klesajúcim hraničným výstupom práce, čo vidíme na obrázku 4. Ak MPL presahuje w , firma si najme viac práce, to zvýši jej výnos o MPL a stojí ju to len w . Takéto opatrenie sa jej oplatí robiť dovtedy, kým sa MPL nerovná w . Naopak ak w presahuje MPL, firma nemôže zvýšiť zisk zvýšením dopytu po práci.

1.3 Mzdy a podiel na zisku

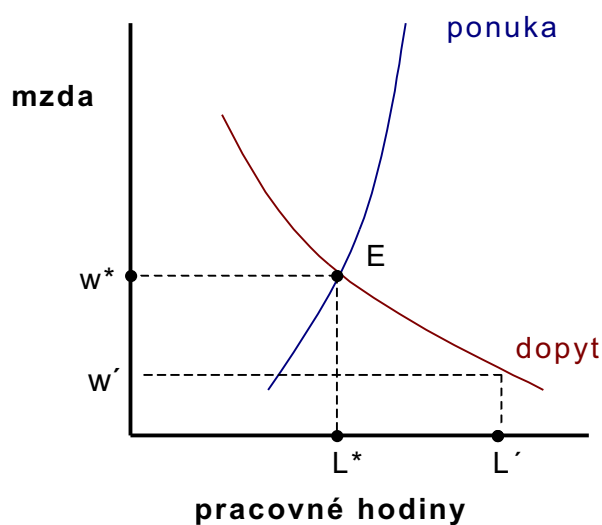
Časť GDP, podiel dôchodkov, ktoré boli vyplatené pracovníkom, poznáme pod pojmom *jednotkové mzdové náklady*. Sú dané ako $\frac{W * L}{Y}$. Zvyšok $(1 - \frac{W * L}{Y})$, teda zisk, prislúcha zamestnávateľom. Zaujíma nás, aký následok na podiel práce bude mať zvýšenie mzdy. Pri danej úrovni zamestnanosti L , pracovné náklady $w * L$ vzrastú, pretože hodina práce w stojí viac. Následne je kvôli vyšším mzdám celková zamestnanosť L redukovaná, znížením dopytu po práci. Zníženie zamestnanosti vo všeobecnosti znamená zníženie výstupu a tým pádom zníženie menovateľa. Ak dopyt po práci nie je príliš elastický, ani výstup Y sa príliš nezmení následkom rastu reálnej mzdy. Ak podiel na zisku klesá, tak celkové pracovné náklady a podiel pracovníkov na celkovom vytvorenom dôchodku rastie.

Zmeny v podiele pracovníkov sú dôležité, pretože rozdelenie príjmu medzi zamestnancov a zamestnávateľov (pracovníkov a majiteľov) môže ovplyvniť správanie sa vlády. Na druhej strane, investície reagujú na výnosnosť, ktorá závisí od podielu zamestnávateľa.

1.4 Ekvilibrum na trhu práce

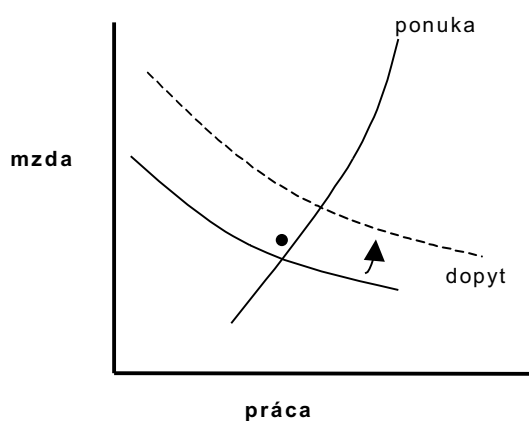
Už vieme, že krivka ponuky práce je odvodená zo správania sa domácností a krivka dopytu po práci zo správania sa firiem.

Vzájomný vzťah ponuky a dopytu na trhu práce je znázornený na obrázku 5.

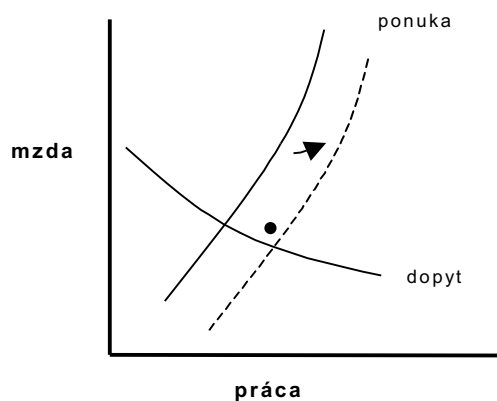


Obrázok 5

Ekvilibrum sa nachádza v priesečníku týchto dvoch kriviek, označ. bodom E, kedy sa dopyt rovná ponuke. Pri rovnovážnej mzde w^* sa trh vyčistí, čiže nenastáva prebytok dopytu ani ponuky, L^* je počet hodín práce, ktoré si firma chce najat' a domácnosti chcú odpracovať. Mzdy aj zamestnanosť sú endogénne určené trhom práce.



Obrázok 6



Obrázok 7

Obrázok 6 ukazuje, ako výsledkom nárastu kapitálu a technického pokroku vzrastie produktivita práce. Krivka dopytu po práci sa posunie smerom nahor, krivka ponuky práce ostane nezmenená. Vyvolaný efekt spôsobí nárast životného štandardu, dôsledkom zvýšenia miezd. Keby krivka ponuky práce bola vertikálna, zamestnanosť by sa nezmenila a príjem pracovníkov $w \cdot L$ by vzrástol proporcionálne k rastu miezd. Keby bola krivka ponuky práce konvexne zakrivená, pri raste miezd zamestnanosť klesne.

Obrázok 7 zobrazuje ako exogénny nárast ponuky práce (vstup novej pracovnej sily) vedie k nárastu zamestnanosti v krátkodobom časovom horizonte, ale tiež k redukcii miezd.

1.5 Interpretácia nezamestnanosti

Na obrázku 5 je ponuka práce rovná dopytu po práci. Nezamestnanosť v uvedenom chápaní zodpovedá dobrovoľnému rozhodnutiu domácností a firiem. Ak celková možná ponuka práce je L' , nezamestnanosť, meraná v hodinách nenajatej práce, zodpovedá rozdielu $(L' - L^*)$. Bod E na krivke ponuky práce je dôsledkom optimálneho správania sa domácností. Mzda w' , pri ktorej by zamestnávateľia zamestnali všetkých L' pracovníkov, je príliš nízka, aby ich presvedčila vzdať sa voľného času. Niektorí sa rozhodnú pracovať na čiastočný úväzok, iní nepracovať vôbec. Môže sa síce zdať, že dobrovoľný výber nezamestnanosti je nelogický, ale v zmysle uvedenej teórie to tak nie je. Hovoríme o tzv. *dobrovoľnej nezamestnanosti*. Nie je pravidlom, že pre túto alternatívu sa môžu rozhodnúť len majetnejší, ktorí si môžu dovoliť nepracovať. Aj tí, ktorí majú príjem z nejakého iného zdroja (partner, štát) môžu byť na tom tak, že mzda, ktorú by zarobili, by nedokázala kompenzovať stratu voľného času, resp. iných netrhových aktivít, akými sú napr. staranie sa o dieťa, práca v domácnosti a iné. Alternatívu predstavuje aj neregistrovaná práca.

2. EKONOMETRIA

2.1 Časové rady a stacionarita

Množinu možných výsledkov náhodného pokusu označme Ω a jednotlivé výsledky ω , nazývajú sa elementárne udalosti (javy) a Ω množina elementárnych udalostí.

Predpokladajme, že $\Omega \neq \emptyset$ je ľubovoľná množina elementárnych udalostí. Neprázdny systém φ podmnožín Ω sa nazýva pole náhodných udalostí (σ -algebra udalostí), ak

$$A \in \varphi \Rightarrow \Omega - A \in \varphi \quad (1)$$

$$A_i \in \varphi, i = 1, 2, \dots \Rightarrow \bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \varphi \quad (2)$$

Náhodnou udalosťou je každý prvok poľa náhodných udalostí φ , ktoré je vytvorené na množine Ω . Istá udalosť je taká, ktorá nastáva vždy, označuje sa Ω . Usporiadaná dvojica (Ω, φ) sa nazýva pravdepodobnostné pole.

Nech Ω je neprázdna množina elementárnych udalostí. Nech φ je pole náhodných udalostí definované na Ω . Pravdepodobnosťou sa nazýva ľubovoľná reálna funkcia P definovaná na φ , ktorá spĺňa tieto axiómy:

Axióma 1: Každéj udalosti $A \in \varphi$ je priradené nezáporné číslo $P(A) \geq 0$, ktoré sa nazýva pravdepodobnosťou udalosti A .

Axióma 2: Istej udalosti je priradené číslo 1, $P(\Omega) = 1$.

Axióma 3: Pre ľubovoľnú postupnosť udalostí $A_1, A_2, \dots, A_n, \dots \in \varphi$, pre ktoré $A_i \cap A_j = \emptyset, i \neq j, i, j = 1, 2, \dots$

$$P\left(\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i\right) = \sum_{i=1}^{\infty} P(A_i) \quad (3)$$

Nech (Ω, φ, P) je pravdepodobnostný priestor, t.j. Ω je neprázdna množina, φ je pole náhodných udalostí (σ -algebra podmnožín množiny Ω), $P: \varphi \rightarrow \mathbb{R}$ je pravdepodobnosť. Reálna funkciu $X(\omega)$ definovaná na Ω sa nazýva náhodnou premennou, ak vzor každého intervalu reálnych čísel tvaru $(-\infty, x)$ patrí do φ , t.j. ak

$$X^{-1}(-\infty, x) = \{\omega; X(\omega) \in (-\infty, x)\} = \{\omega; X(\omega) < x\} \in \varphi \quad (4)$$

pre všetky reálne $x \in \mathbb{R}$.

Nech T je podmnožinou $\mathbb{E}^1$ a $X(t)$ je pre každé $t \in T$ náhodná premenná definovaná na pravdepodobnostnom priestore (Ω, φ, P) . Potom množina $X = \{X(t); t \in T\}$ náhodných premenných $X(t)$ sa nazýva náhodný (stochastický) proces. Označme ho $\{X_t\}_{t \in T}$.

Ak T obsahuje konečne alebo spočítateľne veľa hodnôt, ide o stochastický proces s diskrétnym časom, ktorý sa nazýva **časový rad**.

Pre základné štatistické charakteristiky náhodného procesu $\{X_t\}_{t \in T}$, ktoré sú funkciami premennej $t \in T$, platí:

$$\text{Stredná hodnota} \quad E[X_t] = \mu_t \quad (5)$$

$$\text{Variancia (disperzia)} \quad \text{Var}[X_t] = E[(X_t - E[X_t])^2] \quad (6)$$

$$\text{Kovariancia} \quad \text{Cov}[X_t, X_{t-s}] = E[(X_t - E[X_t])(X_{t-s} - E[X_{t-s}])] \quad (7)$$

Stochastický proces $\{X_t\}_{t \in T}$ s konečnou strednou hodnotou a konečnou varianciou sa nazýva **stacionárny** (slabo stacionárny), ak pre každé $t, s, r \in T$ platí:

$$E[X_t] = E[X_s] = \mu \quad (8)$$

$$\text{Var}[X_t] = \text{Var}[X_{t-s}] = \sigma_X^2 \quad (9)$$

$$\text{Cov}[X_t, X_{t-s}] = \text{Cov}[X_{t-j}, X_{t-j-s}] = \gamma_s \quad (10)$$

kde μ , σ_X^2 a všetky γ_s sú konštanty.

Biely šum – $I(0)$ proces je stochastický proces $\{\varepsilon_t\}$, pre ktorý platí:

$$E[\varepsilon_t] = 0 \quad (11)$$

$$E[\varepsilon_t \varepsilon_{t+s}] = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \dots s=0 \\ 0 & \dots s \neq 0 \end{cases} \quad (12)$$

Proces náhodnej prechádzky je možné zapísať v tvare

$$\xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

kde ε_t je biely šum.

Keď do vzťahu (13) pridáme konštantu, dostaneme proces náhodnej prechádzky s lineárnym deterministickým trendom – driftom

$$\xi_t = \xi_{t-1} + \delta + \varepsilon_t \quad (14)$$

Pre stacionárny časový rad $\{X_t\}_{t \in T}$ s konštantnou strednou hodnotou $E[X_t] = \mu$ a varianciou $\text{Var}[X_t] = \sigma_X^2$ platí, že kovariancia medzi dvomi pozorovaniami v rôznom čase závisí len od vzájomnej vzdialenosti týchto pozorovaní. Môžeme preto definovať hodnotu autokovariančnej funkcie γ_s v bode s :

$$\gamma_s = E[(X_t - \mu)(X_{t-s} - \mu)] = \text{Cov}(X_t, X_{t-s}) \quad (15)$$

Zo stacionarity vyplýva, že $\gamma_s = \gamma_{-s}$, vzhľadom k tomu, že autokovariancia medzi dvomi hodnotami závisí len od ich vzdialenosti.

2.1.1 Testovanie stacionarity

Uvažujme stochastický proces

$$y_t = ay_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Ak $a=1$, proces $\{y_t\}$ je integrovaný prvého rádu. Na tejto skutočnosti sú založené Dickey-Fullerove testy. Od obidvoch strán rovnice (16) odpočítajme y_{t-1} , čím získame tvar rovnice

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (17)$$

kde $\alpha=a-1$. Testovanie hypotézy $a=1$ je ekvivalentné s testovaním $\alpha=0$.

Dickey-Fuller uvažujú nasledovné tvary rovníc na testovanie integrácie rádu 1

$$\triangleright \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\triangleright \Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\triangleright \Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (20)$$

Rovnica (18) predstavuje základný tvar, rovnica (19) je s deterministickým členom – priesečníkom (intercept) a_0 a rovnica (20) s priesečníkom a_0 a lineárnym časovým trendom $a_2 t$. V každej z rovníc nás zaujíma koeficient α . Za predpokladu nulovej hypotézy $H_0: \alpha=0$ je $\{y_t\}$ integrovaný $I(1)$.

Aby sme zistili, či skúmaný rad $\{y_t\}$ je $I(1)$ proces, odhadneme jednu z rovníc (18), (19), (20) metódou najmenších štvorcov (MNS),

čím dostaneme odhad koeficienta α a jeho štandardnú odchýlku. Na základe hodnôt t-štatistiky, označované τ , sa rozhodneme, či nulovú hypotézu zamietneme alebo nezamietneme, teda, či sledovaný proces je stacionárny alebo $I(1)$ proces

- $H_0: \alpha=0$ zamietame $\rightarrow \{y_t\}$ je stacionárny
- $H_0: \alpha=0$ nezamietame $\rightarrow \{y_t\}$ je $I(1)$ proces

Kritické hodnoty závisia od typu použitej regresie a od dĺžky časového radu. Nezmenia sa, ak namiesto rovníc (18), (19), (20) budeme uvažovať tvar

$$\text{➤ } \Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\text{➤ } \Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$\text{➤ } \Delta y_t = a_0 + \alpha y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Na testovanie časového radu pomocou jednej z regresíí (21), (22), (23) použijeme rozšírený Dickey-Fullerov test (Augmented Dickey-Fuller), ktorý okrem t-štatistík ponúka aj hodnoty F-štatistiky, označované ϕ , pomocou ktorých testujeme

- nulovú hypotézu $H_0: \alpha=a_0=0$ v rovniciach (18) a (21)
- nulovú hypotézu $H_0: \alpha=a_0=a_2=0$ v rovniciach (19) a (22)
- nulovú hypotézu $H_0: \alpha=a_2=0$ v rovniciach (20) a (23)

Hodnoty ϕ sú konštruované ako všeobecné F-testy

$$\phi_i = \frac{(RSS^* - RSS)/r}{RSS/(T-k)} \quad (24)$$

kde

RSS	- suma štvorcov rezíduí v nereštringovanom modeli
RSS*	- suma štvorcov rezíduí v reštringovanom modeli
r	- počet reštrikcií
T	- počet použiteľných pozorovaní
k	- počet odhadovaných parametrov v nereštringovanom modeli
T – k	- počet stupňov voľnosti v nereštringovanom modeli

Nulová hypotéza v tomto prípade znamená, že dáta sú generované reštringovaným modelom, alternatívna hypotéza, že dáta sú generované nereštringovaným modelom.

2.2 Integrovanie procesov

Stochastický proces je **integrovaný rádu d**, označuje sa $I(d)$, ak jeho diferencovaním rádu d dostaneme stacionárny rad.

Predpokladajme, že časový rad obsahuje trend, ktorý porušuje stacionaritu, je možné to jednoducho zapísať v tvare

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

teda, hodnota X_t závisí od predchádzajúcej X_{t-1} a zmeny ε_t , ktorá je náhodná, závisí od času, ale s postupujúcim časom sa nevytráca. Čiže pre ľubovoľné n platí

$$X_{t+n} = X_{t-1} + \sum_{i=0}^n \varepsilon_{t+i} \quad (26)$$

Diferencovaním (25) získame stacionárny časový rad

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \varepsilon_t \quad (27)$$

Niekedy je potrebné urobiť viac diferencií na získanie stacionárneho časového radu. Premenné, ktoré potrebujú n -tú diferenciu, aby sa stali stacionárnymi $I(n)$, sa nazývajú **integrované n -tého rádu**.

2.2.1 Stochastický proces $I(1)$

Väčšina makroekonomických časových radov je nestacionárna, pričom najčastejšie sú to $I(1)$, nanajvýš $I(2)$ procesy.

Pre použitie stochastických procesov v regresnej rovnici je dôležité overiť, či sú procesy integrované alebo stacionárne. Predpokladajme, že chceme urobiť regresiu dvoch stochastických procesov $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$, môžeme to zapísať v tvare

$$y_t = a_0 + a_1 x_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

pričom môže nastať viacero situácií, kedy procesy $\{x_t\}$ a $\{y_t\}$ sú

- stacionárne, kedy môžeme použiť klasické metódy odhadovania
- integrované rôzneho rádu, kedy sa regresia (28) nedá logicky interpretovať, pretože nedáva žiadny zmysel
- integrované rovnakého rádu, no rezíduá obsahujú stochastický trend, kedy regresia nie je vhodná, pretože chyby majú permanentný charakter
- nestacionárne, integrované rovnakého rádu a rezíduá sú stacionárneho charakteru, kedy regresiu môžeme odhadovať pomocou kointegrácie

Dôležité je preto zaoberať sa kointegráciou ak chceme nájsť dlhodobé vzťahy medzi procesmi integrované rovnakého rádu.

2.3 Kointegrácia

Dôležitou skutočnosťou je, že mnoho, najmä makroekonomických časových radov, má nestacionárny charakter. Problémom je, že štandardné testy síce v takýchto prípadoch indukujú významné vzťahy medzi jednotlivými radmi, v skutočnosti sú tieto vzťahy len zdanlivé, spôsobené trendom v časových radoch. Myšlienka kointegrácie umožňuje tento problém riešiť.

Problematica dlhodobých vzťahov medzi časovými radmi úzko súvisí s pojmom ekvilibrium (rovnovážny stav), ktoré môžeme chápať ako stav, do ktorého má systém tendenciu sa neustále vracieť. Pretože je systém vystavený neustálym šokom, v skutočnosti nie je nikdy v ekvilibriu.

Pri konštrukcii modelov ekonomických časových radov je logické vychádzať z predpokladu, že vývoj ekonomických časových radov sa opiera o teoreticky zdôvodnené ekonomické vzťahy, a že v dlhodobom časovom horizonte sa skutočný vývoj a teoretický vývoj nerozchádzajú. Ak je odklon časových radov (skutočného a teoretického) len krátkodobý, potom hovoríme, že časové rady sú v ekvilibriu.

Pre lineárne kombinácie procesov typu $I(0)$ a $I(1)$ platí niekoľko jednoduchých pravidiel

- a) ak $\{x_t\} \sim I(0)$, potom $\{a + bx_t\} \sim I(0)$
- b) ak $\{x_t\} \sim I(1)$, potom $\{a + bx_t\} \sim I(1)$
- c) ak $\{x_t\} \sim I(0)$ a $\{y_t\} \sim I(0)$, potom $\{ax_t + by_t\} \sim I(0)$
- d) ak $\{x_t\} \sim I(1)$ a $\{y_t\} \sim I(0)$, potom $\{ax_t + by_t\} \sim I(1)$
- e) ak $\{x_t\} \sim I(1)$ a $\{y_t\} \sim I(0)$, potom $\{ax_t + by_t\} \sim I(1)$

V niektorých prípadoch však pravidlo e) neplatí a lineárna kombinácia týchto procesov je stacionárna, t.j. $\{ax_t + by_t\} \sim I(0)$. Engle a Granger (1987) uviedli definíciu všeobecne určujúcu tento typ vzťahov. Pre dva procesy sa dá vyjadriť nasledovne.

Sú dané dva procesy $\{x_t\} \sim I(d)$ a $\{y_t\} \sim I(d)$ medzi ktorými existuje lineárna kombinácia $\{ax_t + by_t\} \sim I(d-c)$, kde $c > 0$, potom sa tieto procesy nazývajú kointegrované rádu d, c a označujú sa $\{x_t\}, \{y_t\} \sim CI(d,c)$. Vektor $(a,b)'$ sa nazýva kointegračný vektor.

Uvažujme nestacionárne časové rady, resp. premenné. Vieme, že môže existovať taká lineárna kombinácia premenných, ktorá je stacionárna.

Predpokladajme množinu procesov, ktoré v rovnováhe v dlhodobom časovom horizonte spĺňajú rovnicu

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (29)$$

Ak x_t budeme chápať ako n -rozmerný vektor obsahujúci procesy $\{x_{1t}\}, \{x_{2t}\}, \dots, \{x_{nt}\}$ a β ako n -rozmerný vektor, ktorého zložkami sú $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$, tak rovnicu (29) môžeme napísať v tvare

$$\beta x_t = 0 \quad (30)$$

Ak sú procesy $\{x_{1t}\}, \{x_{2t}\}, \dots, \{x_{nt}\}$ typu $I(d)$ a existuje taký n -rozmerný vektor β , že $\beta \{x_t\} \sim I(d-c)$, kde $c > 0$, potom sú tieto procesy kointegrované, môžeme písať $\{x_t\} \sim CI(d,c)$ a vektor β je kointegračný vektor.

Nech e_t sú také odchýlky od dlhodobej rovnováhy, že platí

$$e_t = \beta x_t \quad (31)$$

Hovoriť o rovnováhe je zmysluplné vtedy, keď $\{e_t\}$ je stacionárny proces.

Ukážeme, aký je skutočný vzťah medzi trendovými zložkami kointegrovaných premenných. Pre jednoduchosť uvažujme príklad dvoch nestacionárnych časových radov $I(1)$

$$y_t = \xi_{yt} + \varepsilon_{yt} \quad (32)$$

$$z_t = \xi_{zt} + \varepsilon_{zt} \quad (33)$$

kde ξ_{yt} a ξ_{zt} predstavujú proces náhodnej prechádzky, teda stochastický trend ε_{yt} a ε_{zt} predstavujú stacionárny rad. Ak premenné $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ majú byť $CI(1,1)$, tak musia existovať nenulové vektory β_1 a β_2 také, že lineárna kombinácia $\beta_1 y_t + \beta_2 z_t$ je stacionárna. Po dosadení

$$\beta_1 y_t + \beta_2 z_t = \beta_1 (\xi_{yt} + \varepsilon_{yt}) + \beta_2 (\xi_{zt} + \varepsilon_{zt}) = (\beta_1 \xi_{yt} + \beta_2 \xi_{zt}) + (\beta_1 \varepsilon_{yt} + \beta_2 \varepsilon_{zt}) \quad (34)$$

Člen $(\beta_1 \varepsilon_{yt} + \beta_2 \varepsilon_{zt})$ je stacionárny. Ak má byť lineárna kombinácia $\beta_1 y_t + \beta_2 z_t$ stacionárna, tak musí platiť

$$(\beta_1 \xi_{yt} + \beta_2 \xi_{zt}) = 0 \quad (35)$$

Rovnica (35) je nutnou a postačujúcou podmienkou, aby $\{y_t\}$ a $\{z_t\}$ boli $CI(1,1)$. Keďže sme predpokladali, že vektory β_1 a β_2 sú nenulové, tak podmienka v rovnici (35) je ekvivalentná podmienke

$$\xi_{yt} = -\frac{\beta_2}{\beta_1} \xi_{zt} \quad (36)$$

Tento vzťah nám hovorí, že ak dva stochastické procesy $I(1)$ sú kointegrované rádu $CI(1,1)$, tak až na skalár β_2/β_1 musia mať rovnaké stochastické trendy.

Uvažujme prípad n premenných. Nech pre každé i také, že $1 \leq i \leq n$ je x_{it} integrovaný proces pozostávajúci zo stochastického

trendu ξ_{it} a nejakej rušivej stacionárnej zložky ε_{it} . Označme x_t , ξ_t a ε_t ako vektory, potom môžeme napísať

$$x_t = \xi_t + \varepsilon_t \quad (37)$$

kde $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})^T$, $\xi_t = (\xi_{1t}, \xi_{2t}, \dots, \xi_{nt})^T$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})^T$.

Ak sa jeden z trendov dá vyjadriť ako lineárna kombinácia ostatných trendov, tak existuje vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ taký, že

$$\beta_1 \mu_{1t} + \beta_2 \mu_{2t} + \dots + \beta_n \mu_{nt} = 0 \quad (38)$$

Prenásobením každého i -teho riadku rovnice (37) číslom β_i a sčítaním dostaneme

$$\beta x_t = \beta \xi_t + \beta \varepsilon_t \quad (39)$$

Keďže podľa (38) je $\beta \xi_t = 0$, tak sa (39) redukuje na $\beta x_t = \beta \varepsilon_t$, z čoho vyplýva, že lineárna kombinácia βx_t je stacionárna, teda β je kointegračný vektor.

Opačne môžeme tvrdiť, že ak pre premenné $x_{1t}, \dots, x_{nt}$ existuje kointegračný vektor β , tak pravdepodobne niektorá z trendových zložiek sa dá napísať ako lineárna kombinácia ostatných.

Nech vektory x_t , ξ_t a ε_t sú definované podľa (37). Uvažujme prípad, že medzi trendovými zložkami existuje $r < n$ lineárnych vzťahov takých, že platí

$$\begin{aligned} \beta_{11} \mu_{1t} + \beta_{12} \mu_{2t} + \dots + \beta_{1n} \mu_{nt} &= 0 \\ \beta_{21} \mu_{1t} + \beta_{22} \mu_{2t} + \dots + \beta_{2n} \mu_{nt} &= 0 \\ \vdots & \\ \beta_{r1} \mu_{1t} + \beta_{r2} \mu_{2t} + \dots + \beta_{rn} \mu_{nt} &= 0 \end{aligned} \quad (40)$$

Označme si β ako maticu

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{r1} & \dots & \beta_{rn} \end{pmatrix} \quad (41)$$

potom môžeme (40) napísať jednoducho v tvare

$$\beta \xi_t = 0 \quad (42)$$

Teda opäť musí platiť $\beta x_t = \beta \varepsilon_t$, z čoho vyplýva, že βx_t je stacionárne. Keďže β bola matica o rozmeru $(r \times n)$, tak výraz βx_t predstavuje r stacionárnych lineárnych kombinácií, resp. každý riadok výrazu βx_t je stacionárny, teda

$$\beta x_t = \begin{pmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{r1} & \dots & \beta_{rn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{11}x_{1t} & \dots & \beta_{1n}x_{nt} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{r1}x_{1t} & \dots & \beta_{rn}x_{nt} \end{pmatrix} = \beta \varepsilon_t \square I(0) \quad (43)$$

$$\text{resp.} \quad \begin{pmatrix} \beta_{11}x_{1t} + \dots + \beta_{1n}x_{nt} \square I(0) \\ \vdots \\ \beta_{r1}x_{1t} + \dots + \beta_{rn}x_{nt} \square I(0) \end{pmatrix} \quad (44)$$

Inými slovami, každý riadok matice β predstavuje kointegračný vektor.

2.3.1 Error Correction modely (ECM) a kointegrácia

Už vieme, že vhodná lineárna kombinácia kointegrovaných premenných charakterizuje ekvilibrium a je stacionárna. Schopnosť systému nevychýliť sa príliš od dlhodobej rovnováhy môže byť zaručená len v prípade, ak aspoň niektoré premenné vhodne reagujú na výkyvy od rovnovážneho stavu.

Hovoríme, že vektor $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})^T$, ktorého zložky sú $I(1)$ má error-correction reprezentáciu, ak ho môžeme vyjadriť v tvare

$$\Delta x_t = \pi_0 + \pi x_{t-1} + \pi_1 \Delta x_{t-1} + \pi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \pi_p \Delta x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (45)$$

kde

- π_0 - $(n \times 1)$ rozmerný vektor priesečníkov so zložkami π_{i0}
- π_i - matica $(n \times n)$ s elementami $\pi_{jk}(i)$
- π - matica s elementami takými, že jedno alebo viac $\pi_{jk} \neq 0$
- ε_t - $(n \times 1)$ rozmerný vektor s elementami ε_{it}

Keď všetky zložky $x_{1t}, \dots, x_{nt}$ vektora x_t sú $I(1)$ a existuje ECM (45), tak existuje lineárna kombinácia premenných $x_{1t}, \dots, x_{nt}$, ktorá je stacionárna. Môžeme to ukázať po jednoduchšej úprave rovnice (45) na tvar

$$\pi x_{t-1} = \Delta x_t - \pi_0 - \sum_{i=1}^p \pi_i \Delta x_{t-i} - \varepsilon_t \quad (46)$$

Každý výraz na pravej strane je stacionárny, preto aj πx_{t-1} je stacionárne a teda riadky matice π predstavujú kointegračné vektory. Výraz πx_{t-1} popisuje dlhodobý rovnovážny stav, poprípade niekoľko rovnovážnych stavov, v závislosti od počtu lineárne nezávislých kointegračných vektorov.

Na zodpovedanie otázky, ako vznikne tvar modelu (45), nám stačí uvažovať rovnicu

$$x_t = A x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (47)$$

kde

- x_t - $(n \times 1)$ rozmerný vektor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})^T$

A - matica parametrov ($n \times n$)

ε_t - ($n \times 1$) rozmerný vektor $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt})^T$

Odpočítajme z každej strany x_{t-1} , položíme $\pi = -(I - A)$ a dostaneme tak

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (48)$$

čo je špeciálny prípad všeobecného modelu (45), v ktorom by boli všetky π_i nulové. Nám však stačí uvažovať tento zjednodušený model, keďže dôležitú úlohu zohráva matica π . Môžu nastať tri prípady v závislosti od hodnoty matice π , označujeme $h(\pi)$

➤ $h(\pi) = 0$

čo zodpovedá situácii, že všetky jej prvky sú nulové, vtedy sa tvar rovnice (48) redukuje na $\Delta x_t = \varepsilon_t$ a nevystupuje tu člen πx_{t-1} , ktorý popisuje dlhodobú rovnováhu.

Ak $\Delta x_t = \varepsilon_t$, tak pre každé i platí $\Delta x_{it} = \varepsilon_{it}$, čiže $\Delta x_{it} \sim I(0)$ a preto $x_{it} \sim I(1)$. Teda z $x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it}$ vidíme, že každý proces $\{x_{it}\}$ je $I(1)$ a neexistuje medzi nimi lineárna kombinácia, ktorá by bola stacionárna.

➤ $h(\pi) = n$

teda ak má matica π plnú hodnotu, potom rovnica (48) ostáva nezmenená a pre dlhodobý rovnovážny stav platí $\pi x_{t-1} = 0$. Po rozpísaní po zložkách, kvôli prehľadnosti namiesto času $t-1$ použijeme t , dostaneme n rovníc (nezávislých reštrikcií)

$$\begin{aligned}
&\pi_{11}x_{1t} + \pi_{12}x_{2t} + \dots + \pi_{1n}x_{nt} = 0 \\
&\vdots \\
&\pi_{n1}x_{1t} + \pi_{n2}x_{2t} + \dots + \pi_{nn}x_{nt} = 0
\end{aligned} \tag{49}$$

Keďže sme predpokladali plnú hodnotu matice π , čo znamená, že je regulárna, systém rovníc $\pi x_t = 0$ má len jediné - triviálne riešenie $x_t = 0$, teda $x_{1t} = \dots = x_{nt} = 0$, čo implikuje stacionaritu premenných $x_{1t}, \dots, x_{nt}$.

➤ $h(\pi) = r < n$

čiže existuje r kointegračných vektorov, ktoré sú určené r lineárne nezávislými riadkami matice π .

Pre $r=1$ existuje jediný kointegračný vektor daný ľubovoľným riadkom matice π . Každý rad $\{x_{it}\}$ môže byť vyjadrený v tvare error-correction. Nech je to napríklad Δx_{1t}

$$\Delta x_{1t} = \pi_{11}x_{1t-1} + \pi_{12}x_{2t-1} + \dots + \pi_{1n}x_{nt-1} + \varepsilon_t \tag{50}$$

Po substitúcii $\alpha_1 = \beta_{11}$, $\beta_{ij} = \pi_{ij} / \pi_{11}$ to môžeme normalizovať vzhľadom na premennú x_{1t-1} a dostaneme

$$\Delta x_{1t} = \alpha_1(x_{1t-1} + \beta_{12}x_{2t-1} + \dots + \beta_{1n}x_{nt-1}) + \varepsilon_t \tag{51}$$

Potom v dlhodobom časovom horizonte spĺňa každý rad $\{x_{it}\}$ vzťah

$$x_{1t} + \beta_{12}x_{2t} + \dots + \beta_{1n}x_{nt} = 0 \tag{52}$$

kde normalizovaný kointegračný vektor je $(1, \beta_{12}, \dots, \beta_{1n})$.

3. MODELOVANIE TRHU PRÁCE

3.1 Trh práce na Slovensku

Pôvodné naštartovanie hospodárskeho rastu na Slovensku v roku 1994 súviselo s oživením exportu. Keď sa neskôr objavili problémy s vonkajšou rovnováhou ekonomiky, pokračovanie rastu zabezpečila vláda najmä prostredníctvom veľkorysej investičnej politiky spojenej s rastom verejnej spotreby. Táto stratégia bola dlhodobo neudržateľná a koncom roka 1998 vyústila do reštrikcií, ktoré nepodporili rozvoj tvorby pracovných miest. Počas celého obdobia 1989-1995 sa prakticky udržiaval stav prezamestnanosti charakteristický tým, že pokles reálnej výroby oproti roku 1989 bol stále väčší ako pokles zamestnanosti. Až v roku 1996 sa hrubý ukazovateľ produktivity práce (meraný ako podiel reálneho HDP k celkovej zamestnanosti) dostal nad úroveň roka 1989. Za uvedenú situáciu môže do značnej miery pomalé a netransparentné uplatňovanie kľúčových štrukturálnych reforiem. Udržiavanie neprosperujúcich podnikov oddaľovaním konkurzov, resp. revitalizácií, spočiatku prispeli k udržaniu zamestnanosti. Udržiavaním zamestnanosti sa zároveň spomaľovala a oddaľovala jej reštrukturalizácia. S odstraňovaním niektorých spomenutých bariér reštrukturalizácie v rokoch 1998-99 prišiel zákonite ďalší pokles zamestnanosti.

3.2 Zamestnanosť a nezamestnanosť na Slovensku

Jedným z najzložitejších problémov súčasného obdobia ekonomiky SR je nezamestnanosť. Vytvorenie nových pracovných príležitostí, ako aj zmenšenie tlaku nezamestnanosti je vážny ekonomický, sociálny a politický problém.

Práceschopné obyvateľstvo sa člení na 3 základné skupiny

➤ **zamestnaní**

-ľudia, ktorí vykonávajú akúkoľvek platenú prácu, ale aj tí, ktorí majú prácu, nepracujú však pre chorobu, štrajk alebo dovolenku, bez ohľadu na ekonomicky aktívny vek

➤ **nezamestnaní**

-ide o ľudí, ktorí nie sú zamestnaní, ale ktorí aktívne hľadajú prácu (podľa kritérií úradov práce) alebo sa chcú pracovať (v zmysle metodiky štatistického výberového zisťovania). V užšom chápaní nezamestnanosti, aby bol niekto považovaný za nezamestnaného, musí splniť prísne kritériá a byť zaregistrovaný na úradoch práce

Zamestnaní a nezamestnaní tvoria pracovnú silu.

➤ **všetci ostatní**

-títo nie sú súčasťou pracovnej sily. Ide o tú časť dospelého obyvateľstva, ktorá navštevuje školu, vedie domácnosť, nemôže pracovať pre chorobu – je v invalidnom dôchodku, alebo vôbec prácu nehľadá

V trhovej ekonomike je stav, keď časť práceschopného obyvateľstva nemá zodpovedajúce zamestnanie - je nezamestnaná, bežný. Rozsah tohto javu sa meria pomocou ukazovateľa nazvaného miera nezamestnanosti (%)

$$u = \frac{U}{L} \cdot 100$$

kde

u - miera nezamestnanosti

U - počet nezamestnaných

L - počet pracovných síl (práce schopné obyvateľstvo)

Pracovná sila je definovaná ako súčet všetkých zamestnaných (E) a nezamestnaných (U), t.j. $L=E+U$.

Oficiálna miera nezamestnanosti však nezahŕňa “znechutených”, teda tých, ktorí už rezignovali na možnosť nájsť si zamestnanie. Okrem toho nie vždy adekvátne zahŕňa zamestnancov, ktorí musia napr. pracovať na skrátený pracovný čas.

Vo všeobecnosti možno konštatovať, že nezamestnanosť je možné považovať za veličinu závislú od aktuálneho vývoja ekonomiky, realizovanej hospodárskej politiky, prípadne iných faktorov ovplyvňujúcich základné makroekonomické veličiny.

3.2.1 Metodika merania nezamestnanosti

Na Slovensku existujú dva oficiálne metodické prístupy k meraniu nezamestnanosti.

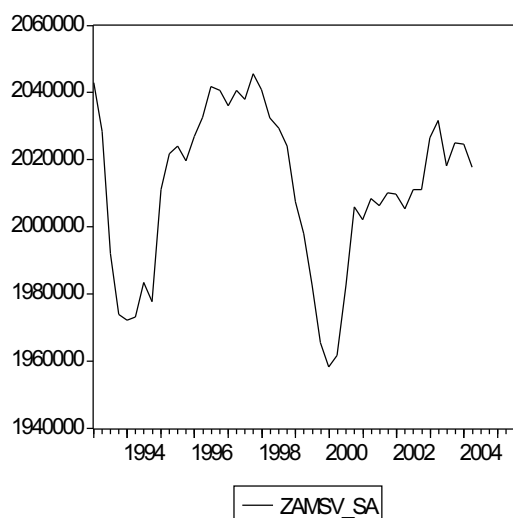
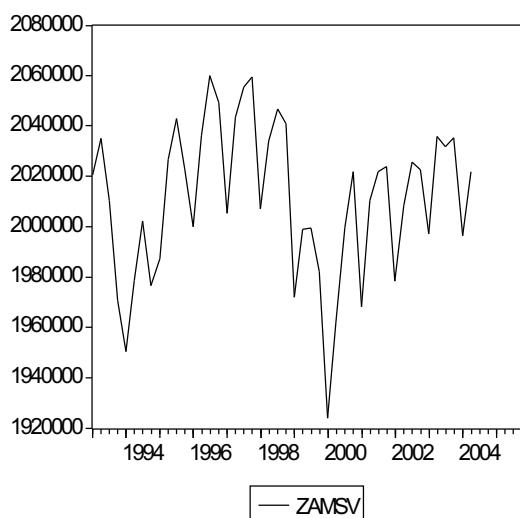
- Národný úrad práce (NÚP) pri sledovaní nezamestnanosti vychádza z evidencie nezamestnaných občanov hľadajúcich zamestnanie, ktorú vedú okresné úrady práce v zmysle zákona č. 387/1996 Z.z. o zamestnanosti v znení neskorších predpisov a pravidelne mesačne publikuje údaje o nezamestnanosti vyplývajúce z tejto evidencie. Metodika výpočtu miery nezamestnanosti vychádzajúca z tejto evidencie je v kompetencii NÚP.
- Štatistický úrad Slovenskej republiky od roku 1993 zisťuje nezamestnanosť prostredníctvom výberových zisťovaní pracovných síl (VZPS) uskutočňovaných vo vybraných domácnostiach. Takto získané údaje pravidelne štvrťročne publikuje a je zodpovedný za metodiku výpočtu miery nezamestnanosti. Metodika VZPS korešponduje so štandardnou metodikou vypracovanou Medzinárodným úradom práce, priebežne sa prispôsobuje jej novým požiadavkám, ako aj požiadavkám Európskej únie. Miera nezamestnanosti vypočítaná na základe VZPS sa pohybuje dlhodobo

...i od druhého štvrťroku 2003 vyššie, ako miera
...nosti publikovaná NÚP. Štatistický úrad
... republiky vždy uvádza, podľa akej metodiky
... zistené.

...pracovať s mierou nezamestnanosti podľa
výberového zisťovania pracovných síl, pretože práve táto
odzrkadľuje skutočný počet nezamestnaných, teda ľudí, ktorí nemajú
prácu. Počet evidovaných nezamestnaných je vyjadrením
hospodársko-politického konceptu a je ovplyvňovaný rôznymi
administratívnymi vlnami. Ako počet zamestnaných budeme brať
zamestnancov podľa štatistického výkazníctva, pretože zamestnaní
podľa výberového zisťovania zahŕňajú aj tých, ktorí pracujú
v zahraničí a tí netvoria produkt na Slovensku.

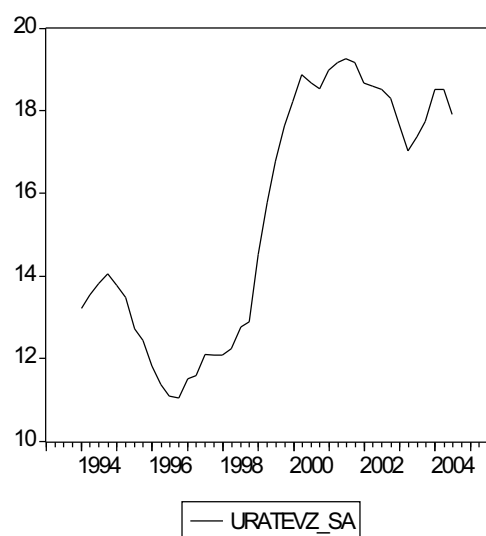
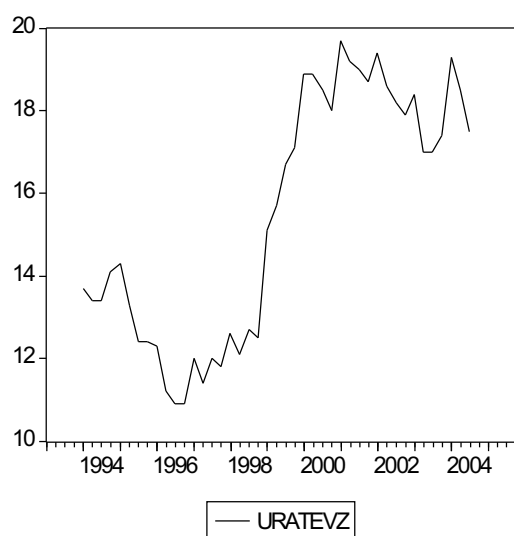
3.2.2 Vývoj zamestnanosti a nezamestnanosti na Slovensku

Zamestnanosť na Slovensku je výrazne ovplyvnená
sezónnosťou, ktorá je viditeľná na grafe. Po sezónnom očistení je
vývoj zamestnanosti zreteľnejší.



zamestnaných podľa štatistického výkazníctva
 rieda najvyššia zamestnanosť, ktorá sa dosahuje
 začal výraznejší pokles zamestnanosti, kedy počet
 al, až do prvého kvartálu 1994, kedy bolo podľa
 kazníctva v hospodárstve SR 1950300
 zamestnaných. Začiatkom roka 1995 došlo k rastu zamestnanosti,
 ktorý trval takmer 2 roky, kedy sa počet zamestnaných výrazne
 nemenil. V roku 1998 zamestnanosť opäť prudko klesla, v prvom
 kvartáli 2000 dosiahla svoje minimum, ktoré predstavovalo 1923900
 zamestnancov. Rast zamestnanosti trval do roku 2001. Potom sa
 zamestnanosť až do konca roka 2004 výraznejšie nemenila, okrem
 malého nárastu, ktorý nastal začiatkom roka 2003.

Miera nezamestnanosti na rozdiel od počtu zamestnancov
 vykazuje len malú sezónnosť.



Nezamestnanosť sa na Slovensku v otvorenej forme významne
 prejavila prvýkrát v roku 1990. Miera nezamestnanosti sa v priebehu
 rokov 1992 a 1993 postupne zvyšovala a v roku 1994 dosiahla
 14,1%. Od druhého štvrťroku 1995 sa postupne znižovala, koncom
 roka 1996 predstavovala 10,9%. Hlavným nástrojom znižovania
 počtu nezamestnaných boli vládou realizované verejnoprospešné

práce, investičné projekty a administratívne sprísnenie kritérií evidencie nezamestnaných na úradoch práce.

Miera nezamestnanosti sa z 11,8% dosiahnutých koncom roka 1997 vyšplhala na úroveň 12,5% v štvrtom kvartáli roku 1998. Nasledujúce obdobie rastu nezamestnanosti bolo poznačené problémami súvisiacimi s prejavmi makroekonomickej nerovnováhy. V priebehu roka 1999 došlo k výraznému zvýšeniu nezamestnanosti, keď v štvrtom kvartáli roku 1999 dosahovala miera nezamestnanosti podľa VZPS 17,1%. Pôsobenie ekonomických faktorov na rast nezamestnanosti ďalej zosilňoval demografický faktor, predovšetkým vysoký prírastok nových pracovných síl.

V priebehu roka 2000 miera nezamestnanosti podľa VZPS dosahovala až 18,9% počas prvého a druhého kvartálu. Ku koncu roka klesla na 18%, k čomu v druhom polroku výrazne prispel program verejnoprospešných prác.

Situácia na trhu práce bola v roku 2001 ovplyvnená pomerne vysokým prírastkom obyvateľstva v produktívnom veku, v dôsledku čoho sa napriek rastúcej ponuke pracovných miest nezamestnanosť neznižovala. Miera nezamestnanosti podľa VZPS ku koncu roka predstavovala 18,7%. Rok 2002 zaznamenal pokles nezamestnanosti z 19,4% v prvom kvartáli na 17,9% v štvrtom kvartáli.

Vývoj nezamestnanosti bol v priebehu roka 2003 ovplyvnený aj administratívnymi opatreniami a novelou zákona o zamestnanosti účinnou od januára 2003, ktorou sa sprísnila podmienky pre nezamestnaných. Ku koncu roka 2003 predstavovala miera nezamestnanosti podľa VZPS 17,4%. V roku 2004 mala nezamestnanosť podobný priebeh ako v roku 2002. Z 19,3% v prvom kvartáli klesla na 17,5% v treťom kvartáli.

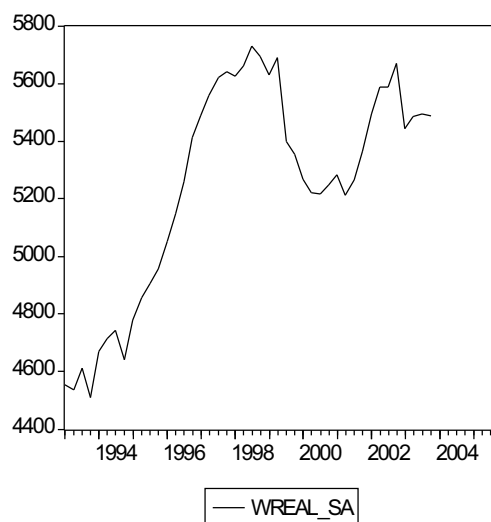
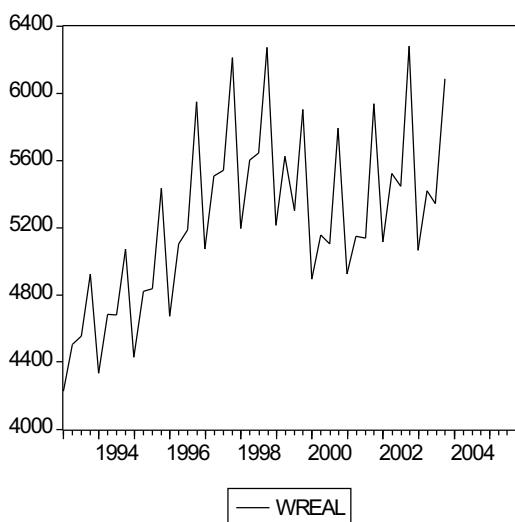
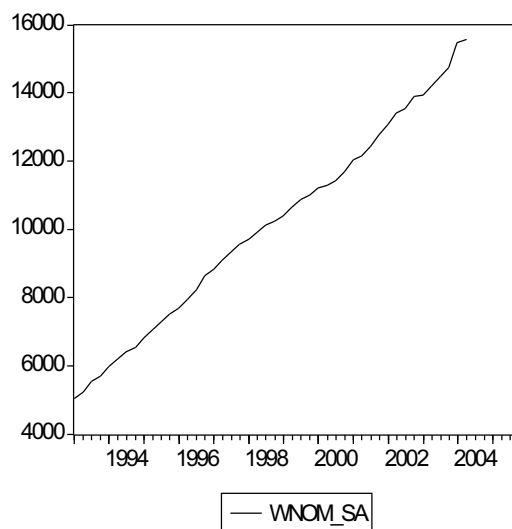
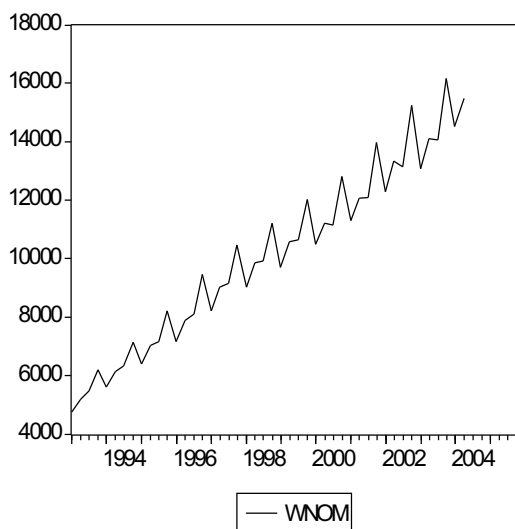
Ako sme uviedli, rast ekonomiky, demografický vývoj – demografická vlna v priebehu 90-tych rokov, ktorá výrazne zvyšovala ponuku pracovných síl a dopyt po práci, ale aj administratívne opatrenia v oblasti uchádzania sa o zamestnanie boli hlavnými faktormi, ktoré ovplyvňovali vývoj zamestnanosti a nezamestnanosti.

na Slovensku

Období transformácie sa na mzdy hľadelo viac ako na makroekonomickej stabilizácie, pričom sa ekonomická funkcia miezd najmä v oblasti v.

reálne mzdy sú výrazne ovplyvnené sezónnosťou. Najnižšie hodnoty mzdy (aj nominálne, aj reálne) dosahujú v prvom kvartáli, najvyššie v štvrtom kvartáli.

Nominálne mzdy zaznamenávajú rast počas celého sledovaného obdobia, kým reálne sú poznačené poklesom od tretieho kvartálu 1999 a následne rastom od tretieho kvartálu 2001.



Počas obdobia 1993 - 1998 sa priemerné nominálne mzdy zvýšili takmer o 100%, zatiaľ čo reálne mzdy sa zvýšili o 25%. Stabilizačné opatrenia z roku 1999, ktoré ovplyvnili ekonomický vývoj aj v roku 2000, sa premietli do nižšej dynamiky rastu nominálnych miezd, poklesu reálnych miezd a zamestnanosti.

Priemerná mesačná nominálna mzda zamestnanca hospodárstva SR v roku 2001 dosiahla 12365 Sk a medziročne vzrástla o 8,2%. Rast nominálnych miezd spolu s poklesom inflácie sa po dvoch rokoch poklesu premietol aj do rastu reálnych miezd. Pri ďalšom spomalení inflácie a rastu spotrebiteľských cien sa vytvorili priaznivé podmienky na rast reálnych miezd. Reálna mzda v prvom polroku 2002 medziročne vzrástla o 5,5%.

Priemerná mesačná nominálna mzda v hospodárstve SR v roku 2003 dosiahla 14 365 Sk. Do jej vývoja, predovšetkým v štvrtom kvartáli, sa pravdepodobne premietol presun pohyblivej časti miezd do roku 2004 v súvislosti s realizáciou daňovej reformy od 1. januára 2004. Reálna mzda medziročne poklesla o 2,0 %, kým v roku 2002 zaznamenala rast o 5,8 %. Pokles reálnych miezd bol ovplyvnený okrem nižšieho nominálneho mzdového rastu aj vývojom priemerných spotrebiteľských cien, ktorých dynamika sa v roku 2003 zrýchlila.

3.4 Vývoj jednotkových mzdových nákladov na Slovensku

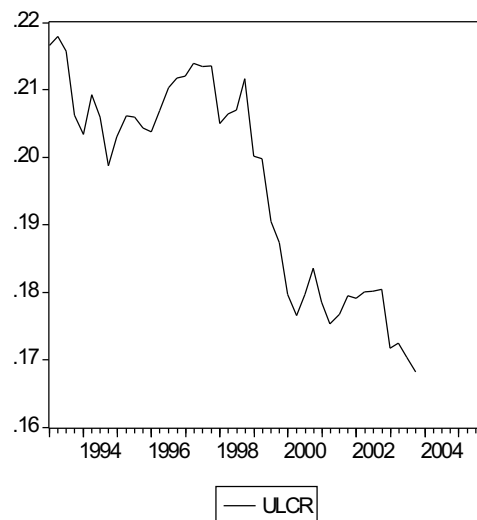
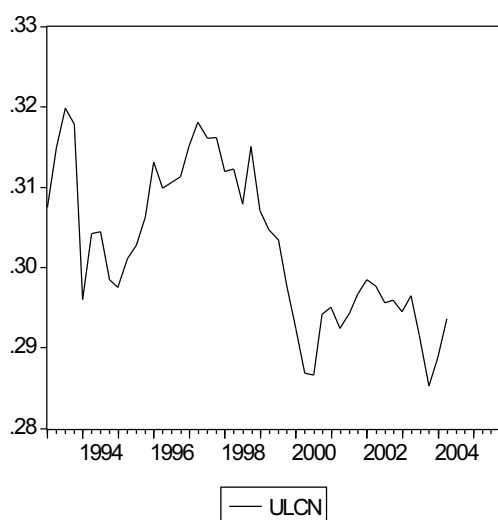
Na základe teórie, ktorá je popísaná v predošlých kapitolách, sa pokúsime modelovať trh práce. Ten môžeme charakterizovať jednotkovými mzdovými nákladmi - ULC (unit labour cost), ktoré nadobúdajú tri rôzne podoby.

Jednotkové mzdové náklady sú definované ako podiel miezd a produktivity práce, ktorá je vyjadrená hrubým domácim produktom na jednotku práce (podiel GDP a počtu pracovníkov). Jednoducho

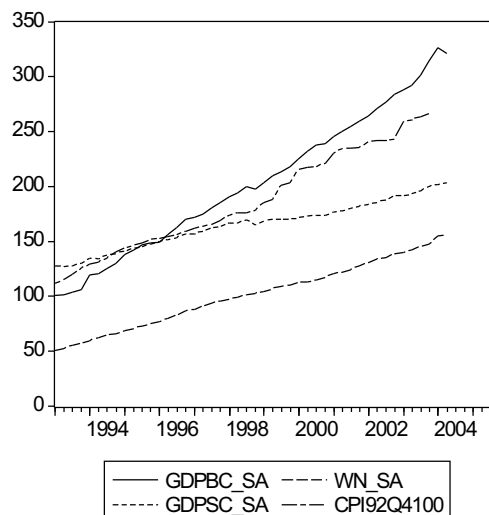
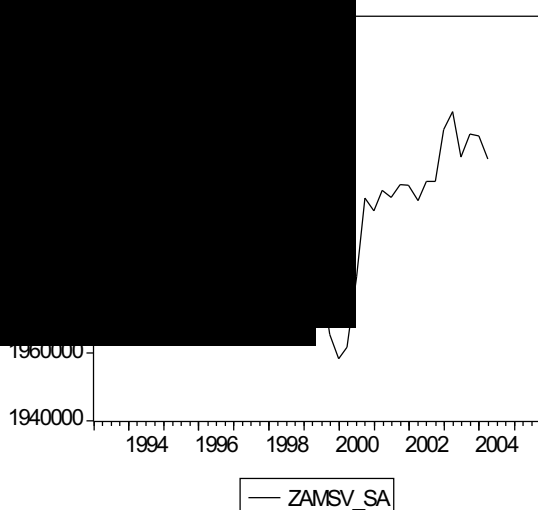
$$ULC = \frac{W}{\frac{GDP}{E}}$$

Ulc = nominálne mzdy (WNOM) a nominálny produkt -
 nákladov (GDPBC), potom hovoríme o nominálnych
 jednotkových nákladoch a reálnych mzdách a reálnom produkte - GDP
 v stálych cenách (GDPSC), ide o reálne ULC (ULCR), ktoré sú
 charakteristické tým, že v dlhodobom časovom horizonte by sa mali
 vyvíjať takmer konštantne, nie v závislosti od rastu GDP. Stretávame
 sa aj s jednotkovými mzdovými nákladmi počítanými s nominálnou
 mzdou a reálnou produktivitou (ULCNR). Vyjadrujú najmä inflačné
 tlaky, ktoré v ekonomike vznikajú. Necharakterizujú priamo trh
 práce, preto sa nimi nebudeme ďalej zaoberať.

Vývoj ULC (nominálne a reálna jednotkové mzdové náklady)
 ukazujú nasledujúce grafy.



ULCN dlhodobo klesali, čo znamená, že podiel nominálnych miezd
 (na grafe $WN_SA = WNOM_SA/100$) a nominálnej produktivity práce
 sa v dlhodobej rovnováhe znižuje. Okrem rýchleho rastu GDP
 v bežných aj stálych cenách, vývoj ULC súvisel aj s vývojom
 zamestnanosti (jej kolísaním), čo môžeme potvrdiť aj pri vzájomnom
 porovnaní grafov ULC a ZAMSV_SA.



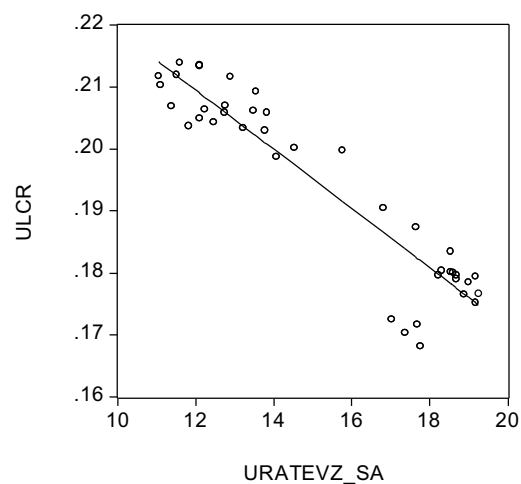
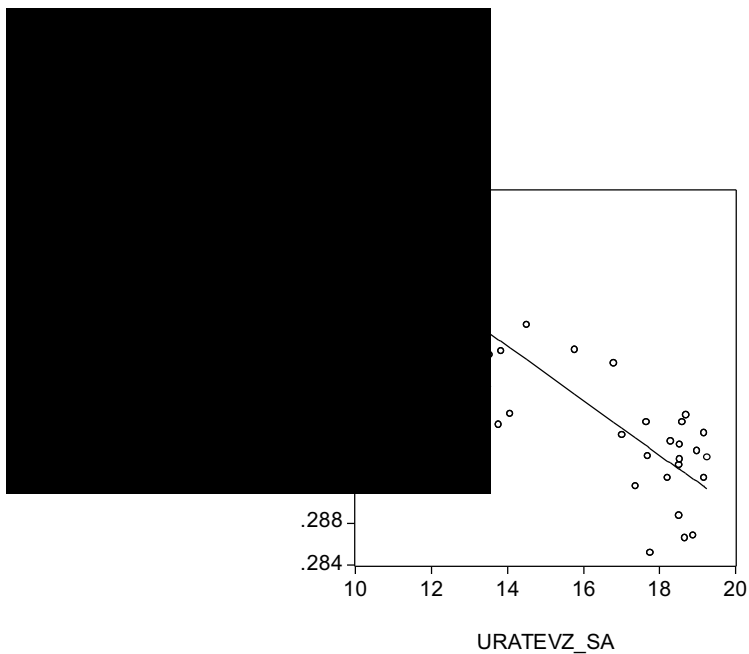
ULCN kopírujú priebeh zamestnanosti s oneskorením jedného až dvoch kvartálov. Pri poklese počtu zamestnancov jednotkové mzdové náklady klesajú, pri raste počtu zamestnancov rastú.

Iný priebeh má ukazovateľ reálnych jednotkových mzdových nákladov, ULCR, ktoré sa až do roku 1999 vyvíjalo s menším rozptylom. Po poklese počtu zamestnancov, zaznamenali rapídny pokles oproti predchádzajúcemu vývoju aj ULCR.

Môžeme povedať, že jednotkové mzdové náklady sa vyvíjajú v závislosti od počtu zamestnancov, resp. od nezamestnanosti (URATEVZ_SA).

3.4.1 Vývoj jednotkových mzdových nákladov a nezamestnanosť

Vzťah jednotkových mzdových nákladov a miery nezamestnanosti je zrejмый z rozptylových diagramov (scatter-diagramov). Keď miera nezamestnanosti rastie, jednotkové mzdové náklady klesajú. Regresné krivky sú vyjadrením závislosti ULC od miery nezamestnanosti.



Nárast miery nezamestnanosti o 10% sa prejavil v poklese ULCN o 0,04 jednotky. Striktnejšia závislosť je medzi URATEVZ_SA a ULCR, kde rast miery nezamestnanosti o 10% spôsobil pokles ULCR takmer o štvrtinu pôvodnej hodnoty. Znamená to, že miera nezamestnanosti výraznejšie ovplyvňuje reálne ULC v porovnaní s nominálnymi ULC.

4. EMPIRICKÁ ANALÝZA

Budeme pracovať so štvrťročnými časovými radmi v rozsahu od 1993:1 do 2004:2, hoci niektoré časové rady sú obmedzené na kratšie obdobie. Zoznam skratiek jednotlivých premenných je uvedený v prílohe na konci. Na spracovanie a analýzu dát použijeme ekonometrický program *EViews*.

Vzhľadom k tomu, že časové rady, okrem indexu CPI, sú ovplyvnené sezónnosťou, budeme pracovať so sezónne očistenými časovými radmi (*_SA*). Priebeh jednotlivých časových radov je zobrazený v prílohe, kde možno vidieť pôvodný časový rad, ako aj sezónne očistený. Ako sme uviedli v časti o ekonometrii, do kointegračného vzťahu môžeme dať len premenné s rovnakým stupňom stacionarity. Na testovanie sme použili štandardný *Dickey-Fuller Unit Root test* a výsledky sú uvedené v prílohe. Časové rady, s ktorými pracujeme my, po odstránení sezónnosti, vykazovali rovnaký stupeň stacionarity, sú to všetko procesy $I(1)$.

4.1 Kointegračné vzťahy

Teraz nás zaujíma, v akom vzťahu bol vývoj ULC s vývojom miezd, GDP a počtu zamestnancov, resp. produktivity práce a nezamestnanosti (produktivita práce je vyjadrená ako podiel reálneho GDP a počtu zamestnancov, jej priebeh je uvedený v prílohe). Budeme pracovať s logaritmami premenných, teda nie s ich skutočnými hodnotami. Kvôli prehľadnosti budeme uvádzať koeficienty s maximálne tromi desatinnými miestami, hodnoty *t*-štatistík, ktoré sú zaokrúhlené na dve desatinné miesta, sú uvedené v zátvorkách. Výsledky *vector error correction* odhadov pri hľadaní kointegračných vzťahov sú uvedené v prílohe.

COIN - Rovnica 1:

$$\text{LOG(ULCN}_t) = -1.069 \cdot \text{LOG}(100 + \text{URATEVZ_SA}_t) + 3.875$$

(6.71)

Ako sme ukázali aj na predchádzajúcich grafoch, pri poklese URATEVZ_SA rastie úroveň nominálnych ULC. Rast úrovne miery nezamestnanosti o jeden percentuálny bod implikuje v dlhodobom období pokles úrovne nominálnych jednotkových mzdových nákladov, ULCN, o jedno percento.

COIR - Rovnica 2.1:

$$\text{LOG(ULCR}_t) = -3.017 \cdot \text{LOG}(100 + \text{URATEVZ_SA}_t) + 12.681$$

(7.47)

Úroveň reálnych ULC bola v dlhodobom vzťahu s URATEVZ_SA tak, že pri poklese úrovne miery nezamestnanosti o jeden percentuálny bod vzrástla úroveň jednotkových mzdových nákladov, ULCR, až o 3%.

Tento vzťah sa nám podarilo spresniť po zohľadnení rastu rozmeru ekonomiky, keď sme do kointegračného vzťahu pridali GDPSC_SA. Rastový impulz v ekonomike prispieva k znižovaniu mzdových nákladov.

COIR - Rovnica 2.2:

$$\text{LOG(ULCR}_t) = -2.210 \cdot \text{LOG}(100 + \text{URATEVZ_SA}_t) -$$

(7.36)

$$- 0.266 \cdot \text{LOG}(\text{GDPSC_SA}_t) + 15.712$$

(3.62)

Na uvedený vzťah sa môžeme pozrieť ako na rovnicu úrovne reálnych miezd v dlhodobom období. Po jej transformácii dostaneme

COIW - Rovnica 2.3:

$$\begin{aligned}\text{LOG}(\text{WNOM_SA}_t/\text{CPI}_t) = & -2.098 * \text{LOG}(100 + \text{URATEVZ_SA}_t) + \\ & (6.44) \\ & + 0.712 * \text{LOG}(\text{LPROD}_{t-1}) + 5.873 \\ & (-8.91)\end{aligned}$$

V dlhodobom časovom horizonte pri raste produktivity, LPROD, mzdy rástli na úkor nezamestnanosti, akoby mzdy “zjedli” časť produktivity, čo má za následok aj rast miery nezamestnanosti, ktorá brzdí rast reálnych miezd.

4.2 Error correction modely

Už vieme, aké kointegračné vzťahy medzi premennými existujú, zameriame sa teraz na *Error correction*, vyjadríme závislosť zmien úrovne ULC, prípadne miezd od premenných, ktoré budú signifikantné a budú mať logickú ekonomickú interpretáciu. Error correction rovnice vytvoríme pomocou LS metódy (Least Squares), pričom ako jedna z vysvetľujúcich premenných v rovnici vystupuje premenná COI, ktorá predstavuje jeden z predchádzajúcich kointegračných vzťahov (COIN, COIR). Rovnice budeme upravovať tak, aby mali čo možno najlepšie vlastnosti, či už správne znamienka pred koeficientmi, alebo optimálne hodnoty štatistík a pod., výstupy z EViews sú uvedené v prílohe.

EC1:

$$\begin{aligned}\text{D}(\text{LOG}(\text{ULCN}_t)) = & -1.124 * \text{D}(\text{LOG}(100 + \text{URATEVZ_SA}_t)) - \\ & (-3.19) \\ & - 0.495 * \text{D}(\text{LOG}(\text{GDPBC_SA}_t)) - 0.005 * \text{COIN}_{t-1} \\ & (-4.54) \qquad \qquad \qquad (-4.27)\end{aligned}$$

Táto rovnica nám hovorí, že zvýšenie rastu úrovne miery nezamestnanosti a GDPBC_SA spôsobí pokles rastu úrovne ULCN. Kointegračný člen nemá príliš veľkú váhu, ale má správne znamienko a hovorí, že ak v predchádzajúcom období ULCN vzrástli, tak ich ďalší rast bude spomalený.

EC2:

$$D(\text{LOG}(\text{ULCR}_t)) = -1.233 * D(\text{LOG}(100 + \text{URATEVZ_SA}_t)) - \\ (-2.55) \\ -0.965 * D(\text{LOG}(\text{CPI}_t)) - 0.004 * \text{COIR} \\ (-6.80) \quad (-4.23)$$

Rast úrovne miery nezamestnanosti spôsobuje pokles rastu ULCR rovnako ako v predchádzajúcom vzťahu. Rast ULCR je spomaľovaný rastom úrovne cenovej hladiny, ktorá krátkodobo znižuje reálne jednotkové mzdové náklady. Znamená to, že rast inflácie nie je plne kompenzovaný v mzdách. Ak v predchádzajúcom období ULCR vzrástli, ich ďalší rast bude spomalený, o čom svedčí záporné znamienko pred kointegračným vzťahom.

ZÁVER

V diplomovej práci sme sa snažili o modelovanie trhu práce na Slovensku. Zhodnotili sme vývoj jednotkových mzdových nákladov, snažili sme sa nájsť dlhodobý vzťah s inými veličinami, ktoré majú na ULC vplyv. Súčasne sme sa pokúsili zistiť, čím je ovplyvnený rast reálnych miezd.

Jednotkové mzdové náklady ako veličina charakterizujúca trh práce majú na Slovensku klesajúcu tendenciu. V dlhodobom časovom horizonte sú ovplyvňované najmä mierou nezamestnanosti, hoci pri reálnych ULC má na ich vývoj vplyv aj rast ekonomiky. Pri raste produktivity práce dochádza k rastu miezd

Jeden z hlavných faktorov ovplyvňujúcich úroveň reálnych miezd je miera nezamestnanosti a to tak, že pri poklese miery nezamestnanosti rastú reálne mzdy tých, ktorí pracujú.

Miera nezamestnanosti bola vždy najhorším makroekonomickým ukazovateľom SR. Prudký nárast nezamestnanosti sa na počiatku prechodového obdobia vnímal ako signál reštrukturalizácie ekonomiky. Ani po vyše desiatich rokoch transformácie sa však nepodarilo znížiť mieru nezamestnanosti pod dvojcifernú úroveň.

Predpokladá sa, že v budúcnosti sa podarí mieru nezamestnanosti znížiť. Modely, ktoré sme odhadli naznačujú, že so znižovaním miery nezamestnanosti dôjde aj k obratu vo vývoji jednotkových mzdových nákladov.

LITERATÚRA

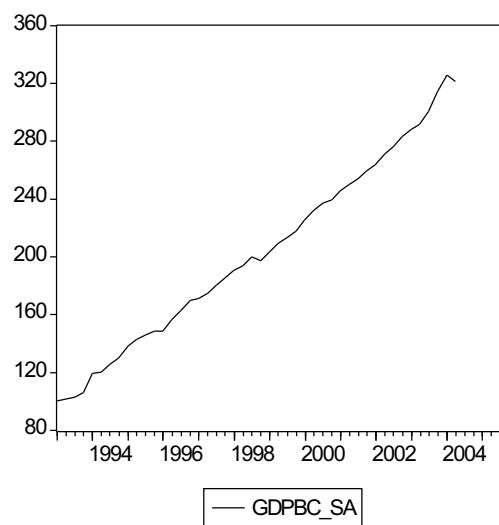
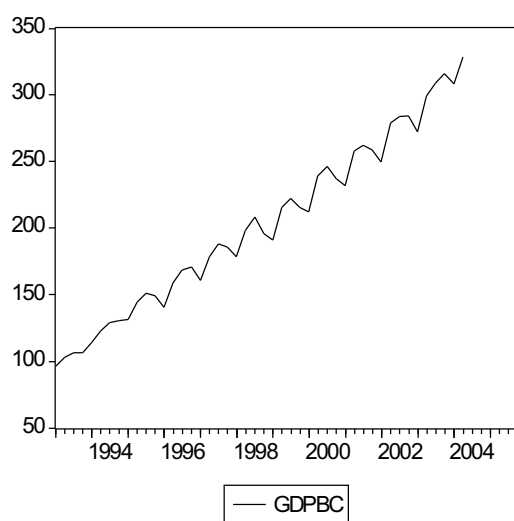
- [1] BANERJEE, A., DOLADO, J. J., GALBRAITH J. W., HENDRY, D. F.: *Co-integration, error correction and the econometric analysis of non-stationary data*. New York, Oxford University Press 1993.
- [2] BEBLAVÝ, M., MARCINČIN, A., editori: *Hospodárska politika na Slovensku 1990-1999*. Bratislava, Centrum pre spoločenskú a mediálnu analýzu a Výskumné centrum Slovenskej spoločnosti pre zahraničnú politiku 2000.
- [3] KOZÁK, J., HINDLS, R., ARTL, J.: *Úvod do analýzy ekonomických časových řad*. Praha, VŠE 1994.
- [4] KUIJS, L.: *Monetary Policy Transmission Mechanisms and Inflation in the Slovak Republic*. IMF Working Paper, International Monetary Fund 2002.
- [5] LAMOŠ, F., POTOCKÝ, R.: *Pravepodobnosť a matematická štatistika*. Bratislava, Vydavateľstvo UK 1998.
- [6] LISÝ, J. a kol.: *Ekonomia*. Bratislava, 4. vydanie IURA EDITION 2002.
- [7] MALESICH, A.: *Modelovanie reálneho efektívneho výmenného kurzu*. Diplomová práca 2004.
- [8] Výročná správa NBS 2002. Bratislava, Národná banka Slovenska 2002.
- [9] Výročná správa NBS 2003. Bratislava, Národná banka Slovenska 2003.

<http://www.nbs.sk>

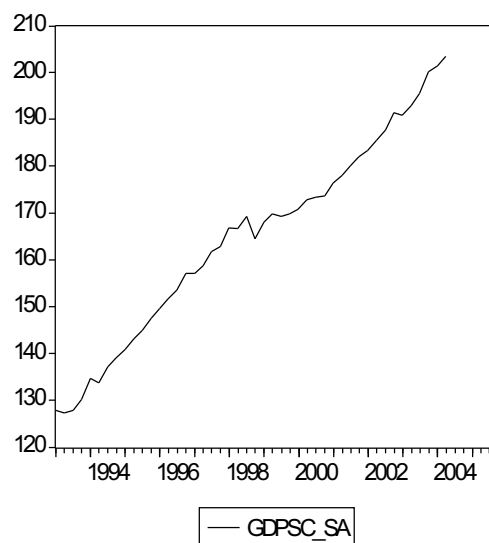
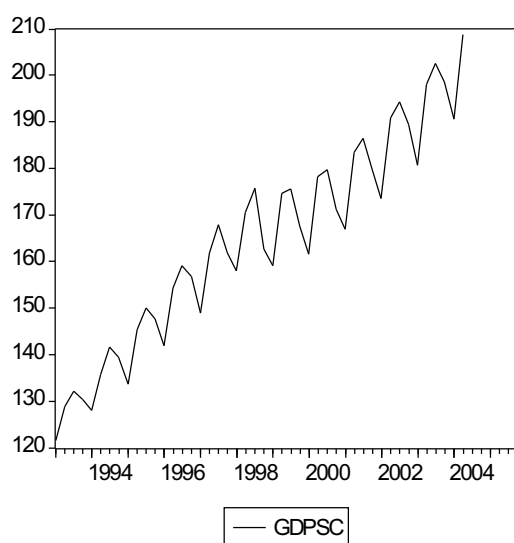
<http://www.statistics.sk>

Velikosti veličín pred a po sezónnom očistení

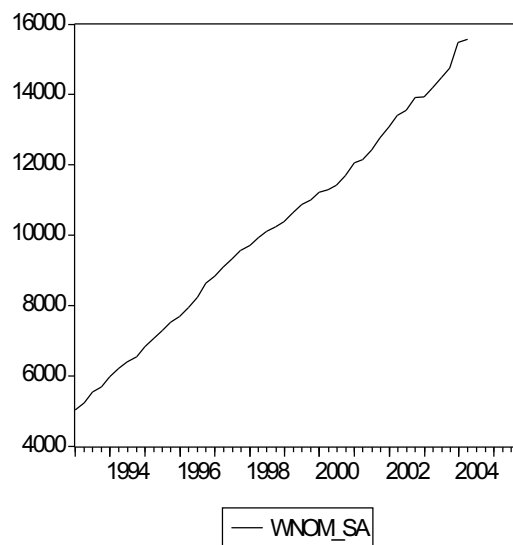
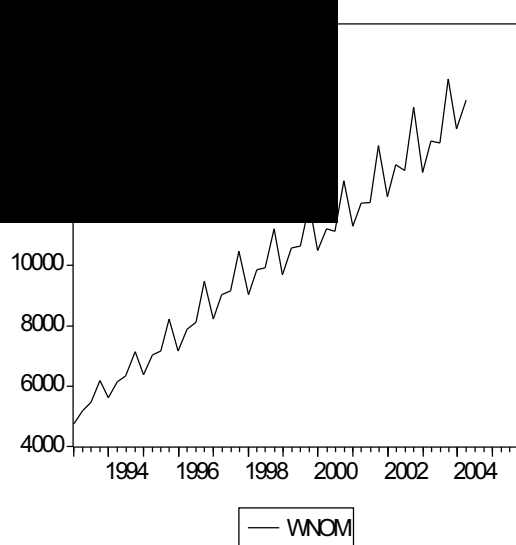
GDP (v bežných cenách, v mld. Sk)



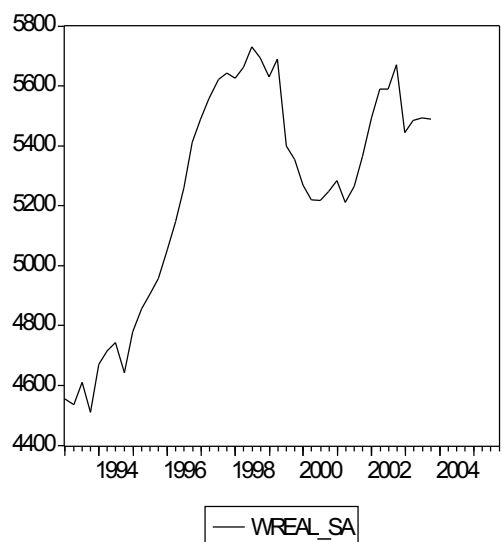
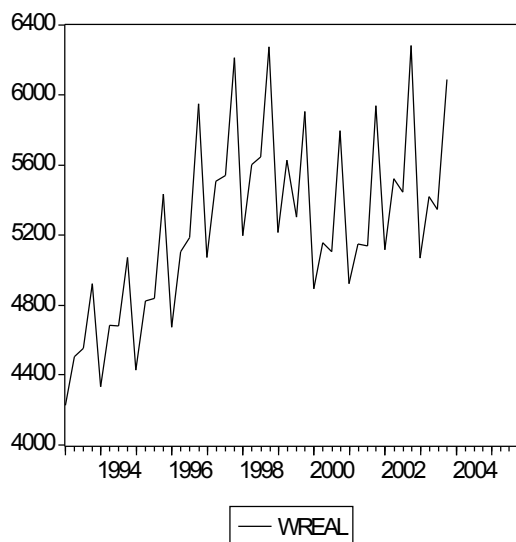
GDP (v stálych cenách, v mld. Sk)



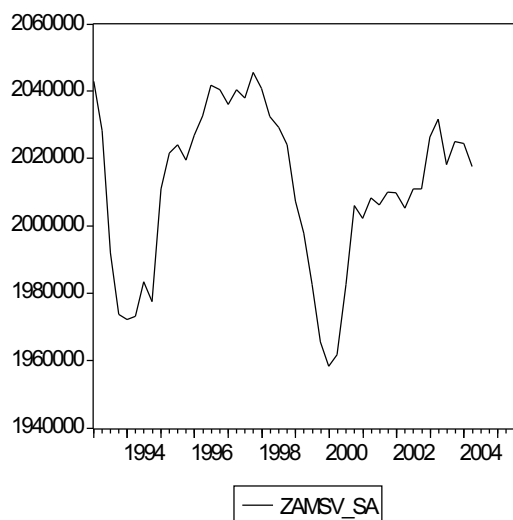
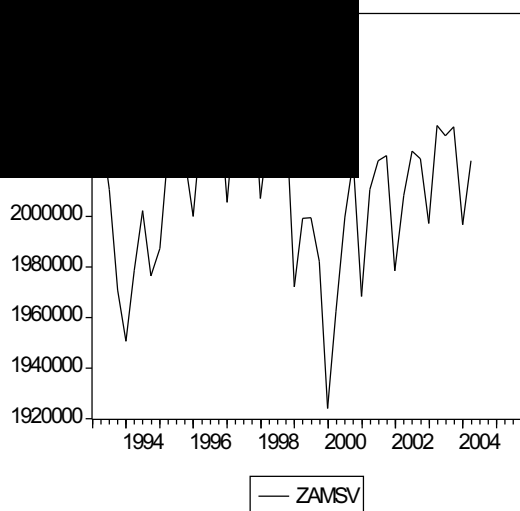
mzda (nominálna)



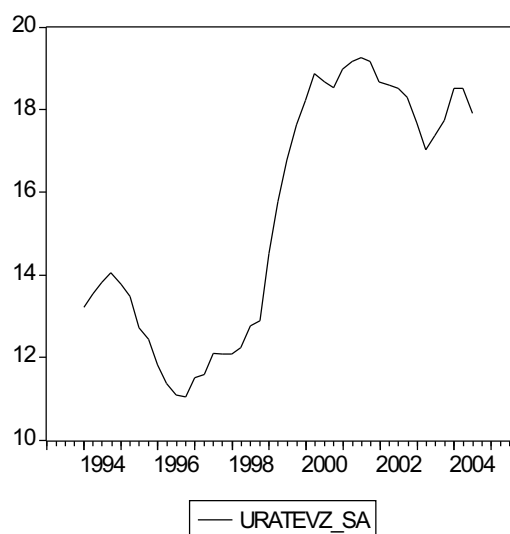
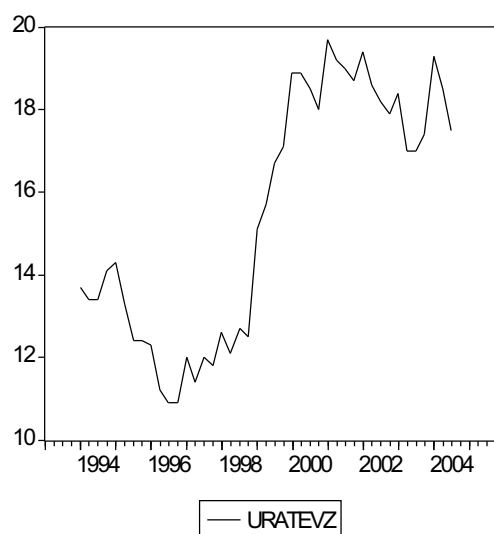
Priemerná mesačná mzda (reálna)

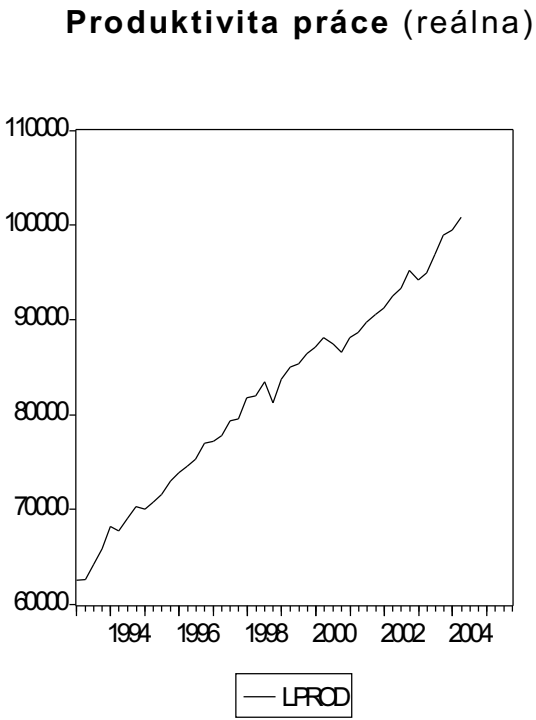
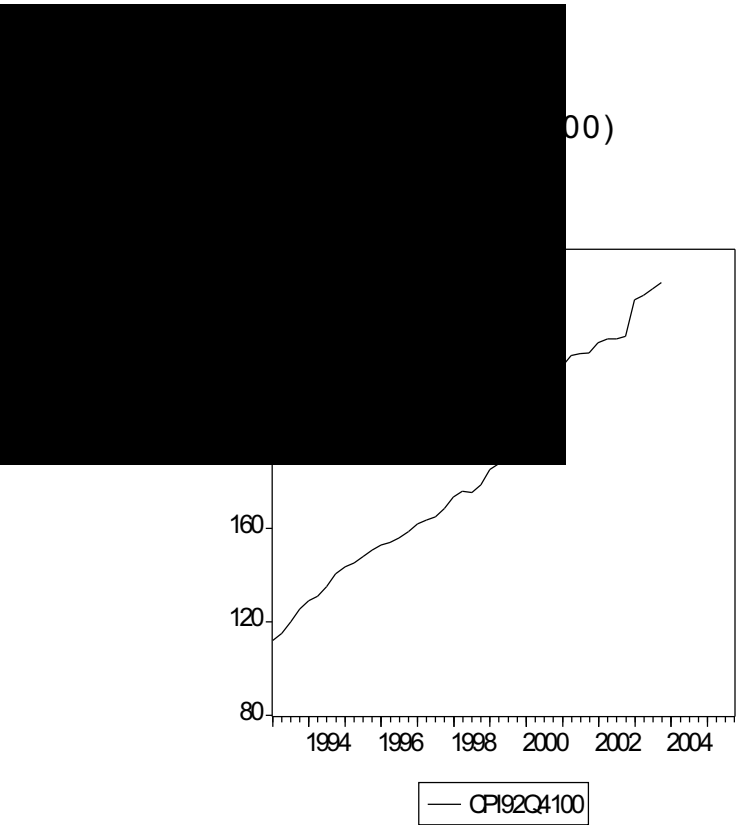


podárstve SR (výkazníctva)



Miera nezamestnanosti SR (z výberového zisťovania pracovných síl)





Výsledky Unit Root testu

GDPBC_SA

Null Hypothesis: D(GDPBC_SA) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
Elliott-Rotherberg-Stock DF-GLS test statistic			t-Statistic
Test critical values:			-4.393253
	1% level		-2.618579
	5% level		-1.948495
	10% level		-1.612135

GDPSC_SA

Null Hypothesis: D(GDPSC_SA) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
Elliott-Rotherberg-Stock DF-GLS test statistic			t-Statistic
Test critical values:			-3.234564
	1% level		-2.619851
	5% level		-1.948686
	10% level		-1.612036

WNOM_SA

Null Hypothesis: D(WNOM_SA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic			t-Statistic
Test critical values:			-7.255374
1% level			-2.618579
5% level			-1.948495
10% level			-1.612135

ZAMSV_SA

Null Hypothesis: D(ZAMSV_SA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic			t-Statistic
Test critical values:			-3.643879
1% level			-2.618579
5% level			-1.948495
10% level			-1.612135

URATEVZ_SA

Null Hypothesis: D(URATEVZ_SA) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic			t-Statistic
Test critical values:			-2.867351
1% level			-2.622585
5% level			-1.949097
10% level			-1.611824

CPI

Null Hypothesis: D(CPI) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)			
Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic			t-Statistic
Test critical values:			-6.736831
1% level			-2.621185
5% level			-1.948886
10% level			-1.611932

Výsledky vector error correction odhadov pri hľadani kointegračných vzťahov

COIN - Rovnica1:

Vector Error Correction Estimates Date: 03/22/05 Time: 22:04 Sample(adjusted): 1994:4 2004:2 Included observations: 39 after adjusting endpoints Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(ULCN(-1))	1.000000
LOG(100+URATEVZ_SA(-1))	1.068814 (0.15927) [6.71080]
C	-3.874758

CIOR - Rovnica2.1:

Vector Error Correction Estimates Date: 03/18/05 Time: 12:44 Sample(adjusted): 1994:4 2001:4 Included observations: 29 after adjusting endpoints Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(ULCR(-1))	1.000000
LOG(100+URATEVZ_SA(-1))	3.017363 (0.40368) [7.47466]
C	-12.68145

CIOR - Rovnica2.2:

Vector Error Correction Estimates	
Date: 04/14/05 Time: 15:18	
Sample(adjusted): 1994:2 2003:4	
Included observations: 39 after adjusting endpoints	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(ULCR(-1))	1.000000
LOG(100+URATEVZ_SA(-1))	2.210441 (0.30025) [7.36200]
LOG(GDPSC_SA(-1))	0.265610 (0.07331) [3.62305]
C	-15.71155

COIW - Rovnica 2.3:

Vector Error Correction Estimates	
Date: 03/18/05 Time: 12:55	
Sample(adjusted): 1994:4 2001:4	
Included observations: 29 after adjusting endpoints	
Standard errors in () & t-statistics in []	
Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(WNOM_SA(-1)/CPI(-1))	1.000000
LOG(100+URATEVZ_SA(-1))	2.098307 (0.32589) [6.43879]
LOG(GDPSC_SA(-1))	-0.712092 (0.07992) [-8.90994]
C	-5.872790

Výsledky hľadania error correction rovníc

EC1:

Dependent Variable: D(LOG(ULCN))				
Method: Least Squares				
Date: 04/14/05 Time: 18:53				
Sample(adjusted): 1994:2 2004:2				
Included observations: 41 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(100+URATEVZ_SA))	-1.124285	0.352472	-3.189714	0.0029
D(LOG(10000000000*GDPBC_SA))	-0.494764	0.108894	-4.543546	0.0001
COIN(-1)	-0.005406	0.001267	-4.265696	0.0001
R-squared	0.476361	Mean dependent var		-0.000203
Adjusted R-squared	0.448801	S.D. dependent var		0.013528
S.E. of regression	0.010044	Akaike info criterion		-6.293386
Sum squared resid	0.003833	Schwarz criterion		-6.168002
Log likelihood	132.0144	Durbin-Watson stat		1.647293

EC2.2:

Dependent Variable: D(LOG(ULCR))				
Method: Least Squares				
Date: 04/21/05 Time: 10:53				
Sample(adjusted): 1994:2 2003:4				
Included observations: 39 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COIR	-0.004248	0.001003	-4.234531	0.0002
D(LOG(100+URATEVZ_SA))	-1.232515	0.483803	-2.547556	0.0153
D(LOG(CPI))	-0.964776	0.141948	-6.796662	0.0000
R-squared	0.649110	Mean dependent var		-0.004878
Adjusted R-squared	0.629617	S.D. dependent var		0.021584
S.E. of regression	0.013136	Akaike info criterion		-5.753108
Sum squared resid	0.006212	Schwarz criterion		-5.625141
Log likelihood	115.1856	Durbin-Watson stat		1.729180

Zoznam skratiek

<i>CPI</i>	index spotrebiteľských cien tak, že 1992:4 = 100
<i>GDPBC</i>	hrubý domáci produkt SR v bežných cenách
<i>GDPSC</i>	hrubý domáci produkt SR v stálych cenách
<i>LPROD</i>	produktivita práce ako podiel GDPSC a ZAMSV
<i>ULCN</i>	nominálne jednotkové mzdové náklady
<i>ULCR</i>	reálne jednotkové mzdové náklady
<i>URATEVZ</i>	miera nezamestnanosti podľa výberového zisťovania pracovných síl
<i>WN</i>	stotina nominálnych miezd, $WN = WNOM / 100$
<i>WNOM</i>	priemerná mesačná nominálna mzda zamestnancov hospodárstva SR
<i>WREAL</i>	priemerná mesačná reálna mzda zamestnancov hospodárstva SR, vyjadrená ako podiel WNOM a CPI
<i>ZAMSV</i>	počet zamestnancov v hospodárstve SR podľa štatistického výkazníctva
<i>_SA</i>	sezónne očistený časový rad