

## **2. PARITET KUPOVNE MOĆI KAO DUGOROČNI RAVNOTEŽNI UVJET: KOINTEGRACIJSKI TEST U SLUČAJU HRVATSKE (1991-1996)**

### **1. UVOD**

Teorija pariteta kupovne moći jedna je od najznačajnijih i najkontroverznijih teorija kojom se nastoji definirati dugoročni ravnotežni tečaj. Načelo pariteta kupovne moći važno je ne samo stoga, jer je ono temeljni element mnogih modela tečajeva, već i zbog njegovih implikacija na vođenje ekonomske politike. Naime, teoretska se nastojanja sastoje u pronalaženju odgovarajuće metode, a paritet kupovne moći je jedna od njih, na koju se nosioci ekonomske politike mogu osloniti pri procjenjivanju veličine odstupanja kratkoročnog ravnotežnog tečaja (tržišnog tečaja) od njegove dugoročne ravnotežne vrijednosti. To je, pokazalo se, nimalo laka zadaća.

Suvremeni pojam pariteta kupovne moći veže se uz doprinos švedskog ekonomiste Gustava Cassela koji je u prvoj polovici ovog stoljeća teoriju formalizirao i empirijski testirao. Ideja iz koje je teorija proizašla sastoji se u tome, da se vrijednost valute i potražnja za njom određuju na temelju količine dobara i usluga koja se može kupiti za jedinicu te valute u zemlji, dakle, na temelju njene unutarnje kupovne moći, koja je obrnuto proporcionalna razini cijena dobara i usluga. Kada tu ideju primijenimo na dvije zemlje, vrijednost valute jedne zemlje prema valuti druge zemlje je tečaj, koji se prema tome određuje na temelju odnosa unutarnjih kupovnih moći dviju valuta, odnosno na temelju odnosa razina cijena u tim zemljama.

Tako dolazimo do **apsolutne** verzije teorije pariteta kupovne moći prema kojoj se ravnotežni tečaj između valuta dviju zemalja određuje na temelju odnosa razina cijena u tim zemljama (prema Dornbusch, 1987, str. 1076 ):

$$e = P/P^* = \frac{\text{cijena košarice dobara u domaćoj valuti}}{\text{cijena iste košarice u stranoj valuti}}, \quad (1.1)$$

pri čemu je  $e$  oznaka za tečaj (broj jedinica domaće valute za jedinicu strane valute), a  $P$  i  $P^*$  razine cijena u zemlji i inozemstvu, izražene u valutama dotičnih zemalja.

Da bi se apsolutni paritet kupovne moći ostvario potrebno je, dakle, da se formira takav nominalni tečaj koji će izjednačiti cijenu (izraženu u zajedničkoj valuti) određene istovrsne košarice dobara u dvjema zemljama, a time izjednačiti i realnu kupovnu moć valuta. Stoga je bitna značajka apsolutnog pariteta kupovne moći da je realni tečaj u ravnoteži jednak jedinici. Pokazalo se da se u stvarnosti načelo apsolutnog pariteta kupovne moći često ne ostvaruje zbog postojanja transakcijskih troškova, troškova informacija, carina i drugih prepreka trgovini, nesavršene konkurencije i sl. Ti faktori sputavaju brzu reakciju potrošača i poduzeća na međunarodne razlike u cijenama pojedinih dobara, te onemogućavaju izjednačavanje apsolutnih razina cijena izraženih u zajedničkoj valuti. Osim toga, košarice se dobara i sustav pondera razlikuju od zemlje do zemlje i postoji niz dobara kojima se ne trguje u međunarodnoj razmjeni ("nontradables"), što također utječe na odstupanja kratkoročnog ravnotežnog tečaja od tečaja prema paritetu kupovne moći.

Ako su faktori koji uzrokuju neispunjenje apsolutnog pariteta kupovne moći konstantni u vremenu, može vrijediti **relativni** paritet kupovne moći (prema Dornbusch, 1987, str. 1076):

$$e = \theta P/P^*, \quad (1.2)$$

pri čemu je  $\theta$  određena konstanta, koja odražava postojanje različitih faktora koji onemogućavaju ispunjenje apsolutnog pariteta kupovne moći. Stoga, da bi se relativni paritet kupovne moći ostvario potrebno je da se izjednači stopa promjene bilateralnog nominalnog tečaja s razlikom između stopa inflacije u dvjema zemljama. U tom se slučaju tečajevi formiraju tako, da realna kupovna moć valuta ostane nepromijenjena. Realni će tečaj, dakle, biti konstantan. Zbog realnih promjena do kojih dolazi u gospodarstvima (npr. porast proizvodnosti, promjene preferencija potrošača, tehnološki progres) i zbog toga promjena relativnih cijena, relativna verzija teorije pariteta kupovne moći često neće biti ispunjena<sup>1</sup>.

Empirijska istraživanja pokazala su da u stvarnosti u kratkom roku<sup>2</sup> postoje značajna odstupanja tržišnog tečaja od ravnotežnog tečaja prema paritetu kupovne moći, što se ogleda u promjenama realnog tečaja. Stoga se paritet kupovne moći najčešće interpretira kao dugoročno ravnotežno načelo. Da bi tečaj i odnos cijena u zemlji i inozemstvu bili u dugoročnom odnosu nije nužno da realni tečaj bude konstantan u svakom trenutku, već može fluktuirati oko dugoročne sredine. Tada je očekivana, a ne stvarna vrijednost realnog tečaja, konstantna.

Istraživanja provedena krajem osamdesetih godina<sup>3</sup> pokazala su da su mnoge makroekonomske vremenske serije, pa tako i serije tečajeva i cijena nestacionarni procesi, odnosno da sadrže trend komponentu. Ta su istraživanja poljuljala vjerodostojnost dotadašnjih rezultata, koji su se temeljili na regresijskoj analizi bez prethodne provjere, jesu li varijable stacionarne. Standardna regresijska analiza daje, naime, smislene

---

<sup>1</sup> Pogledati Balassa (1964), Detken (1995).

<sup>2</sup> Pogledati Isard (1977), Kravis i Lipsey (1978), Webster (1987), Milone (1986), Frenkel (1981), Hakkio (1984), Krugman (1978).

<sup>3</sup> Pogledati npr. Engle i Granger (1987), Corbae i Ouliaris (1988), Enders (1988), Taylor (1988), Taylor i McMahon (1988).

rezultate samo kada se primjenjuje na serije koje su stacionarne, u protivnom se susrećemo sa problemom tzv. prividnih regresija<sup>4</sup>.

Bitna je značajka stacionarnih serija njihova težnja vraćanju sredini, konačna varijanca koja se tijekom vremena ne mijenja i "ograničeno sjećanje", pri čemu se misli na to da u budućnosti iščezavaju učinci današnjih šokova. Dakle, da bi stohastički proces<sup>5</sup>  $\{X_t\}$  bio stacionaran moraju biti ispunjena slijedeća tri uvjeta (Charemza i Deadman, 1992, str. 118):

$$E(X_t) = \text{konstanta} = \mu,$$

$$\text{Var}(X_t) = \text{konstanta} = \sigma^2,$$

$$\text{Cov}(X_t, X_{t+j}) = \sigma_j.$$

Ako jedan ili više od gore navedenih uvjeta nije zadovoljen, tada je proces nestacionaran. Rješavanje problema nestacionarnosti, odnosno uklanjanje trend komponente uobičajeno se provodi postupkom diferenciranja, koje se ponavlja tako dugo dok diferencirana serija ne postane stacionarna. U vezi s postupkom diferenciranja valja uvesti pojam integrirane vremenske serije. Prema Engle i Grangeru (1987) takvu seriju definiramo na slijedeći način:

<sup>4</sup> Prividna regresija (engl. spurious regression) je izraz koji su skovali Granger i Newbold, a koristi se za rezultate regresije (provedene metodom najmanjih kvadrata) dviju nestacionarnih ekonomskih serija s izraženim trendom (Griffiths et al., 1993; str. 696). Pokazatelji reprezentativnosti regresijskog modela na osnovi izvornih (nestacionarnih) serija, zanemarimo li Durbin-Watsonov pokazatelj, na prvi su pogled dobri - visoki koeficijent determinacije  $R^2$  i signifikantna t-statistika, ali u biti nemaju nikakve stvarne vrijednosti. Uobičajeni t-testovi nas u ovakvim slučajevima mogu dovesti do pogrešnih zaključaka, jer prečesto uvjetuju odbacivanje nul hipoteze o nepostojanju veze i prihvaćanje hipoteze o signifikantnosti veze koja je samo prividna. Granger i Newbold predlažu, da se u slučajevima kada je  $R^2$  visok, a DW statistika niska, veza ocijeni na temelju prvih diferencija varijabli, a ne na temelju njihovih razina, jer u tom slučaju nećemo prečesto ocijeniti prividnu vezu signifikantnom.

<sup>5</sup> Pod stohastičkim procesom podrazumijevamo familiju slučajnih varijabli.

**Definicija 1:**

Nestacionarna serija koja se može transformirati u stacionarnu uzastopnim diferenciranjem  $d$  puta integrirana je reda  $d$ , te se uobičajno obilježava sa  $x_t \sim I(d)$ . Ako je serija stacionarna, tada je diferenciranje nepotrebno, a serija se označava sa  $x_t \sim I(0)$ . Ako imamo dvije serije  $x_{1t}$  i  $x_{2t}$  i  $x_{1t} \sim I(0)$ , dok je  $x_{2t} \sim I(1)$ , tada je  $(x_{1t} + x_{2t}) \sim I(1)$ . Također, ako je  $x_t \sim I(d)$ , tada je  $(\alpha + \beta x_t) \sim I(d)$ , pri čemu su  $\alpha$  i  $\beta$  konstante.

Istraživanja u kojima je problem nestacionarnosti riješen diferenciranjem imaju, međutim, i nedostataka. Postupkom diferenciranja vremenskih serija može se narušiti njihova stabilna ekonomska veza, odnosno mogu se izgubiti svojstva dugog roka<sup>6</sup>. Taj se problem rješava metodom kointegracije.

## 2. TEORETSKA OSNOVA METODE KOINTEGRACIJE

### 2.1. Dugi rok i metoda kointegracije

Značajnu vezu između nestacionarnih procesa i koncepta dugoročne ravnoteže uočavaju i objašnjavaju Engle i Granger (1987) u ključnom radu s toga područja "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". U tom su radu uveli pojam kointegracije vremenskih serija. Kaže se, da su dvije ili više nestacionarnih varijabli kointegrirane, ako se odstupanja od zajedničke dugoročne putanje ne mijenjaju s vremenom, tako da za dvije varijable općenito vrijedi definicija (prema Engle i Granger, 1987):

---

<sup>6</sup> Zato je, želimo li istraživati dugoročne veze između varijabli važno uzeti u obzir njihove razine, a ne diferencije (Griffiths et al., 1993).

**Definicija 2:**

Vremenske serije  $x_t$  i  $y_t$  su kointegrirane reda  $d, b^7$  (i) ako su obje serije integrirane reda  $d$  i (ii) ako postoji vektor  $\alpha (\neq 0)$  takav da je linearna kombinacija  $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$  integrirana reda  $d-b, b > 0$ . Vektor  $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2]$  naziva se vektorom kointegracije.

Do odnosa koncepta kointegracije i dugoročne ravnoteže dolazimo na slijedeći način<sup>8</sup>. Pretpostavimo da je dugoročni ravnotežni odnos između promatranih varijabli oblika  $y_t = \beta x_t$ , odnosno da je  $y_t - \beta x_t = 0$ . U tom će slučaju  $\epsilon_t$  u jednadžbi koja slijedi ukazivati na to koliko su  $y_t$  i  $x_t$  udaljeni od ravnoteže i može se nazvati greškom ravnoteže. Ako su  $y_t$  i  $x_t$  kointegrirani i ako je greška  $\epsilon_t$  stacionarna sa sredinom jednakom nuli tada je:

$$y_t = \beta x_t + \epsilon_t \quad (2.1)$$

Budući da je  $\epsilon_t \sim (0, \sigma^2)$  stacionarno, varijable  $y_t$  i  $x_t$  su u dugoročnom ravnotežnom odnosu. U tom slučaju (kada su  $y_t$  i  $x_t$  kointegrirani) ocjenom gornje jednadžbe metodom najmanjih kvadrata dobivamo izvanredno konzistentan ("super consistent") ocjenjivač parametra  $\beta^9$ , koji opisuje dugoročni ravnotežni odnos između varijabli.

U empirijskim istraživanjima najzanimljiviji je, dakle, slučaj kada serije transformirane pomoću kointegracijskog vektora postanu stacionarne. To

<sup>7</sup> To se uobičajeno zapisuje kao  $x_t, y_t \sim I(d, b)$ .

<sup>8</sup> Objašnjenje se temelji na slučaju kada su dvije vremenske serije integrirane prvog reda. Iako je pojam kointegracije vremenskih serija sasvim općenit za njegovo objašnjavanje obično se koristi najjednostavniji slučaj - kada su obje varijable integrirani procesi prvoga reda. U tom je slučaju njihova linearna kombinacija:

$$y_t - \beta x_t = \epsilon_t$$

također  $I(1)$ . Međutim, moguće je da  $\epsilon_t$  bude stacionarno, tj.  $I(0)$ . Da bi se to dogodilo potrebno je da se postojeći trendovi u serijama  $y_t$  i  $x_t$  ponište. Stoga dugoročni kointegrirani odnos između dviju vremenskih serija postoji ako su obje  $I(1)$ , ali je njihova linearna kombinacija  $I(0)$ .

<sup>9</sup> Taj ocjenjivač konvergira prema stvarnom parametru brže nego ocjenjivač u slučaju kada varijable nisu integrirane.

se događa kada je  $b=d^{10}$  tako da je linearna kombinacija varijabli stacionarna. U tom se slučaju komponente vektora kointegracije mogu poistovjetiti s parametrima povezanosti varijabli u dugom roku.

Bit kointegracije je, dakle, u tome da, iako su dvije ili više vremenskih serija nestacionarne, može postojati njihova linearna kombinacija koja je stacionarna. Stoga se testiranje postojanja kointegracije između varijabli provodi tako da se testira jesu li reziduali iz kointegracijske jednadžbe, dobiveni metodom najmanjih kvadrata, stacionarni.

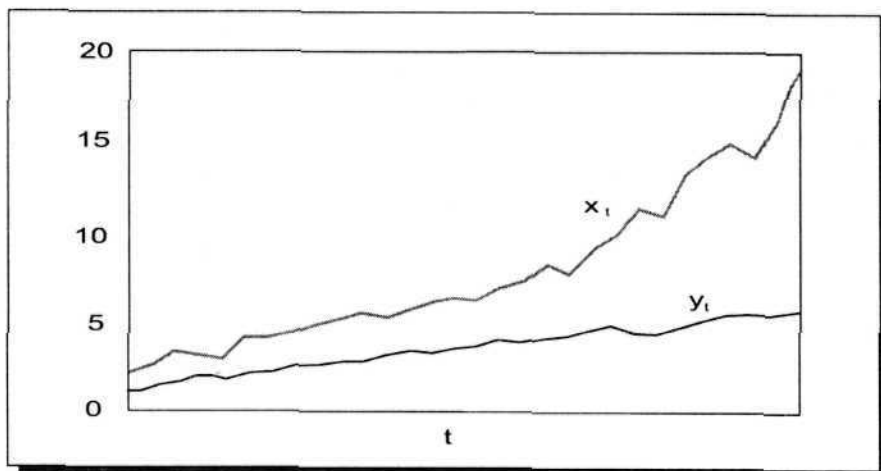
Na slikama 1 i 2 prikazuje se odnos dviju varijabli  $x_t$  i  $y_t$  koje su nestacionarne, jer je i kod jedne i kod druge očito izražen pozitivan trend. Međutim, varijable na slici 1 se razilaze, te razlika među njima nije stacionarna. Varijable na toj slici mogu, ali i ne moraju biti istog reda integracije (vjerojatno je  $x_t$  prvog, a  $y_t$  drugog reda integracije).

S druge se strane, varijable na slici 2 kreću tijekom vremena u istom smjeru. Na temelju slike se može pretpostaviti da su promatrane varijable istog reda integracije. Činjenica da razlike između  $x_t$  i  $y_t$  nemaju jasnu tendenciju rasta ili pada, ukazuje da su te razlike (ili općenitije, linearna kombinacija od  $x_t$  i  $y_t$ ) vrlo vjerojatno stacionarne. Slika 2, dakle, ilustrira osnovnu ideju kointegracije, prema kojoj je potrebno da, postoji li **dugoročni** odnos između dviju (ili više) nestacionarnih varijabli, odstupanja od tog odnosa budu stacionarna.

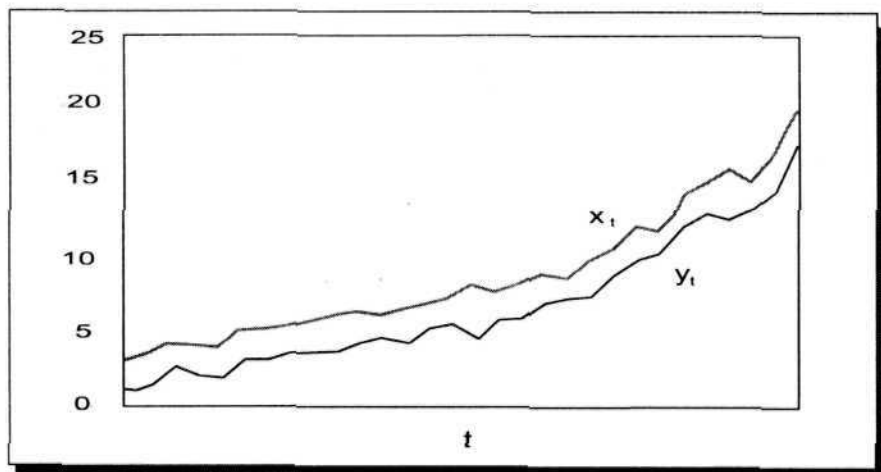
---

<sup>10</sup>  $x_t, y_t \sim CI(d, d)$ .

Slika 1.

**PRIKAZ SERIJA KOJE SE TIJEKOM VREMENA RAZILAZE**

Slika 2.

**PRIKAZ SERIJA KOJE SE KREĆU U ISTOM SMJERU**



## 2.2. Testiranje teorije pariteta kupovne moći metodom kointegracije

Teorija pariteta kupovne moći u posljednje se vrijeme izučava primjenom kointegracijske analize, prema kojoj, unatoč njihovoj kratkoročnoj dinamici, serije tečajeva i cijena u zemlji i inozemstvu mogu konvergirati dugoročnom ravnotežnom odnosu. Prema tom novom pristupu, da bi se teorija pariteta kupovne moći pokazala valjanom pri objašnjavanju fluktuacija tečajeva, ne trebaju biti zadovoljena sva ograničenja koja specificira klasična (stroga) verzija teorije<sup>11</sup>. Sada se stavlja naglasak na to, imaju li razina tečaja i serije domaćih i inozemnih cijena zajednički trend, odnosno jesu li kointegrirane.

Kointegracija se testira ispitivanjem imaju li odstupanja od odnosa kojeg nalaže teorija pariteta kupovne moći tendenciju povratka određenoj fiksnoj srednjoj vrijednosti. Ako takva težnja postoji varijable su unatoč kratkoročnim odstupanjima u stabilnom dugoročnom odnosu. Rezultati su testiranja teorije metodom kointegracije vrlo šaroliki (dio potvrđuje valjanost teorije pariteta kupovne moći kao dugoročnog ravnotežnog uvjeta, a dio ne) i ukazuju na to da ne valja poopćiti rezultate ni jednog istraživanja, jer u velikoj mjeri ovise o izboru zemalja koje se analiziraju, o izboru standardne zemlje, duljini vremenskog razdoblja, o odabranom indeksu cijena i što je vrlo značajno o specifikaciji modela (jedno-, dvo- ili trodimenzionalni).

Modeli se na tri spomenute grupe dijele prema stupnju restriktivnosti pri formuliranju hipoteze. Da bi kriterij podjele bio sasvim razumljiv treba definirati **opći model testiranja teorije pariteta kupovne moći** (Cheung i Lai, 1993):

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 P_t - \alpha_2 P_t^* + \xi_t, \quad (2.2)$$

<sup>11</sup> Klasična odnosno stroga verzija teorije pariteta kupovne moći nalaže da vrijednosti koeficijenata u jednadžbi (2.2) budu slijedeće:

$$\alpha_0 = 0, \alpha_1 = \alpha_2 = 1.$$

To znači da između tečaja i cijena postoji jednakoproporcionalan odnos, te se dopušta samo postojanje slučajnih odstupanja.

gdje je  $e_t$  oznaka za nominalni tečaj (cijena strane valute izražena u jedinicama domaće valute),  $P_t$  domaća razina cijena i  $P_t^*$  razina cijena u inozemstvu. Sve se varijable izražavaju u logaritamskom obliku.

**Jednodimenzionalni** model testiranja prihvatljivosti teorije pariteta kupovne moći najrestriktivniji je pristup, jer sadrži ograničenja prema kojima su koeficijenti uz indekse cijena jednaki (ograničenje simetrije između tu- i inozemstva) i vrijednost im je jednaka jedinici (ograničenje jednake proporcionalnosti), odnosno  $\alpha_0 = 0$  i  $\alpha_1 = \alpha_2 = 1$ <sup>12</sup>. Ovom se metodom testira je li realni tečaj stacionaran, odnosno ima li konstantnu srednju vrijednost<sup>13</sup>, što je potrebno da bi prihvatili hipotezu valjanosti teorije pariteta kupovne moći. Pokazuje li realni tečaj (tj. kratkoročno odstupanje od pariteta kupovne moći), nasuprot tom zahtjevu, značajke slučajnog pomicanja<sup>14</sup>, tada će postojati tendencija da se serija tečaja i serija odnosa domaćih i inozemnih cijena neprestano udaljavaju. Odnos

<sup>12</sup> U nešto blažoj verziji dozvoljava se da  $\alpha_0$  bude različito od nule.

<sup>13</sup> Sa sredinom jednakom nuli u apsolutnoj verziji teorije pariteta kupovne moći, odnosno određenoj konstanti u relativnoj verziji.

<sup>14</sup> Slučajno pomicanje (engl. random walk) je specijalni slučaj nestacionarnog stohastičkog procesa (Griffits et al., 1993; Charemza i Deadman, 1992). To je autoregresijski proces prvog reda, koji se uobičajeno prikazuje pomoću slijedeće jednadžbe:

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

u kojoj je  $\epsilon_t$  serija identično distribuiranih neovisnih slučajnih varijabli sa sredinom jednakom nuli.  $\epsilon_t$  je, dakle, stohastički proces kojeg nazivamo bešumnim procesom (engl. "white noise" process). Varijanca procesa slučajnog pomicanja je funkcija vremena. Serija koja pokazuje značajke slučajnog pomicanja polako se kreće na gore ili na dolje kao rezultat slučajnih šokova. Te značajke ukazuju da u dužim razdobljima proces može poprimiti vrijednosti koje se značajno razlikuju od srednje vrijednosti, stoga takve serije nazivamo stohastičkim trendom.

Proces slučajnog pomicanja primjer je integriranog procesa prvog reda, jer je prva diferencija serije, tj.

$$x_t = y_t - y_{t-1} = \epsilon_t \quad (2)$$

stacionarni proces. Pokazalo se da mnoge ekonomske i financijske serije pokazuju značajke slučajnog pomicanja.

Sličan primjer nestacionarnog stohastičkog procesa zove se slučajni hod s pomakom (engl. random walk with drift) i prikazuje se jednadžbom:

$$y_t = \mu y_{t-1} + \epsilon_t, \mu \neq 0. \quad (3)$$

kojeg opisuje teorija pariteta kupovne moći neće se ostvariti ni u dugom roku, jer realni tečaj nema konstantnu očekivanu vrijednost i može neograničeno odstupati od stabilne dugoročne sredine. Drugim riječima, serija je realnog tečaja nestacionarna. Znatian dio istraživanja u kojima se koriste jednodimenzionalni modeli testiranja dugoročnog pariteta kupovne moći u svijetu<sup>15</sup> doveo je do odbacivanja hipoteze valjanosti teorije, jer se u većini slučajeva pokazalo da su realni tečajevi nestacionarni.

**Dvodimenzionalni** model testiranja prihvatljivosti teorije pariteta kupovne moći je manje restriktivan. Zadržava se ograničenje simetrije ( $\alpha_1 = \alpha_2$ ), a "olabavljeno" je načelo jednake proporcionalnosti. Testiranje se vrši Engle-Granger metodom u dva koraka koja je prikladni test kointegracije samo za dvije vremenske serije. U ovim se modelima dopušta da koeficijent uz odnos razina cijena u zemlji i inozemstvu bude različit od jedinice, odnosno one vrijednosti koju nalaže klasična (stroga) verzija teorije pariteta kupovne moći. Motivacija da se dopusti da koeficijent uz odnos cijena bude različit od jedinice temelji se na želji da se u model uključe troškovi prijevoza i greške koje nastaju pri mjerenju cijena<sup>16</sup>, zbog čega su opažene serije nesavršena zamjena za teoretske varijable. Ravnotežni nominalni tečaj u ovom će slučaju biti proporcionalan odnosu cijena u zemlji i inozemstvu, ali ne nužno i jednakoproporcionalan. Rezultati dvodimenzionalnih testova provedenih u svijetu često potvrđuju<sup>17</sup> valjanost teorije pariteta kupovne moći kao dugoročnog ravnotežnog uvjeta, ali ima i mnogo nepovoljnih<sup>18</sup> rezultata.

---

<sup>15</sup> Pogledati npr. Corbae i Ouliaris (1988), Fisher i Park (1991), Henricsson i Lundbaeck (1995).

<sup>16</sup> Prikaz modela greške pri mjerenju cijena i modela troškova prijevoza može se naći u Taylor (1988).

<sup>17</sup> Pogledati npr. Taylor i McMahon (1988), Kim (1990), Tang i Butiong (1994), Christev i Noorbakhsh (1994).

<sup>18</sup> Pogledati npr. Taylor (1988), McNown i Wallace (1990), Bahmani-Oskooee (1993), Thacker (1995).

Uvođenje ograničenja simetrije i jednake proporcionalnosti može utjecati na pristranost testa realnog tečaja i na neopravdano odbacivanje hipoteze kointegracije (odnosno prihvaćanje nul hipoteze o nepostojanju kointegracije). To se događa stoga što je linearna kombinacija nestacionarnih serija općenito također nestacionarna, osim u slučaju korektnih kointegracijskih koeficijenata. Stoga se rezultati koji ukazuju na nepostojanje kointegracije mogu interpretirati i kao odbacivanje danih restrikcija vezanih uz ravnotežni odnos, a ne kao odbacivanje samog ravnotežnog odnosa. To ukazuje na oprez koji je potreban pri interpretiranju rezultata testiranja dugoročnog pariteta kupovne moći koji se temelje na ponašanju vremenske serije realnog tečaja. Naime, pokažu li rezultati da realni tečaj nije stacionaran, to može značiti da nisu ispunjeni uvjeti simetrije i jednake proporcionalnosti, te rezultati ipak mogu biti konzistentni s dugoročnim paritetom kupovne moći koji uključuje greške nastale pri mjerenju cijena i/ili troškove prijevoza.

U **trodimenzionalnom** modelu testiranja valjanosti teorije pariteta kupovne moći kao dugoročnog ravnotežnog uvjeta ukidaju se sva ograničenja vezana za koeficijent kointegracije. Ograničenja se ukidaju, jer zemlje koriste različite pondere pri konstrukciji indeksa cijena. Stoga se koeficijenti u kointegracijskoj regresiji mogu razlikovati od zemlje do zemlje. Traži se samo da koeficijenti budu korektnog predznaka (pozitivnog). Ovi se testovi usredotočavaju na postojanje bilo koje linearne kombinacije varijabli, a vrše se primjenom Johansenovog testa kointegracije, odnosno VAR modela<sup>19</sup>. Istraživanja u svijetu<sup>20</sup> su pokazala da se u ovom slučaju češće nego kod prijašnjih testova potvrđuje kointegracija između tečaja, te domaćih i inozemnih cijena. Zagovornici primjene ovog modela smatraju da je imajući u vidu prevrtljivu prirodu nestacionarnih serija, važnije postojanje stacionarnog odnosa između

---

<sup>19</sup> Pod VAR (Vector Autoregression) modeliranjem podrazumijeva se autoregresijski prikaz višedimenzionalne vremenske serije.

<sup>20</sup> Liu (1992), Cheung i Lai (1993), Chen (1995), MacDonald (1993).

varijabli od uočenih odstupanja od vrijednosti koeficijenata koje nalaže stroga verzija teorije pariteta kupovne moći<sup>21</sup>.

### 2.2.1. Testiranje reda integracije

Prije nego li testiramo postojanje kointegracije između nominalnih tečajeva i cijena, moramo istražiti značajke vremenskih serija spomenutih varijabli, jer samo nestacionarne varijable istog reda integracije  $d^{22}$  mogu tvoriti kointegrirani dugoročni sustav.

Ispitivanje reda integracije<sup>23</sup> određene varijable  $y_t$  (odnosno u našem slučaju  $e_t$  i  $p_t$ ) može se otpočeti testiranjem je li ona nestacionarna varijabla prvog reda integracije, odnosno ima li obilježja procesa slučajnog pomicanja:

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (2.3)$$

gdje je  $\epsilon_t$  serija jednako distribuiranih slučajnih varijabli sa sredinom jednakom nuli. Na prvi pogled čini se da je najjednostavnije na temelju Studentove t-statistike testirati hipotezu prema kojoj je parametar  $\rho$  u autoregresijskoj jednadžbi

$$y_t = \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.4)$$

jednak jedinici. U slučaju prihvaćanja te hipoteze varijabla ima obilježja procesa slučajnog pomicanja. Međutim, to nije metoda koja se preporučuje u ovom slučaju. Ocjena parametra  $\rho$  pomoću metode najmanjih kvadrata može u autoregresijskoj jednadžbi (2.4) biti u velikoj mjeri pristrana, jer se vrlo malo zna o distribuciji Studentove t-statistike kada je varijabla nestacionarna.

---

<sup>21</sup> Liu (1992).

<sup>22</sup>  $d$  = broj diferencija koje su potrebne da bi se varijable transformirale u stacionarne serije.

<sup>23</sup> Objašnjenje postupka testiranja reda integracije i postojanja kointegracije temelji se na Charemza i Deadman (1992) i Griffiths et al. (1993).

Jednostavnu metodu testiranja reda integracije varijable  $y_t$  u jednadžbi (2.4) predložili su Dickey i Fuller<sup>24</sup>. Metoda se naziva Dickey-Fuller test (skraćeno DF test). DF test se temelji na ocjeni jednadžbi (2.4) ekvivalentne regresijske jednadžbe:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (2.5)$$

koja se može zapisati i na slijedeći način:

$$y_t = (1 + \delta)y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (2.6)$$

gdje je  $\rho = 1 + \delta$ . DF test u biti je testiranje je li ocjena (dobivena metodom najmanjih kvadrata) parametra  $\delta$  iz jednadžbe (2.5) signifikantno negativna. Naime, u slučaju kada je parametar  $\delta$  manji od nule slijedi da je parametar  $\rho$  manji od jedinice i stoga je vremenska serija integrirana nultog reda, odnosno stacionarna. S druge strane ukoliko je parametar  $\delta$  jednak nuli parametar  $\rho$  je jednak jedinici, pa promatrana serija ima obilježja procesa slučajnog pomicanja. Taj je proces, kao što smo već spomenuli, nestacionarni stohastički proces prvog reda integracije.

Da bismo testirali hipoteze neophodno je znati distribuciju statistike koja se u testu koristi i pripadajuće kritično područje. U jednadžbi (2.5) statistika (odnos ocjene parametra  $\delta$  prema standardnoj greški ocjene) nema uobičajnu Studentovu t-distribuciju. Naime, ako se pokaže da je  $y_t$  varijabla prvog reda integracije, tada je jednadžba (2.5) regresija varijable nultog na varijablu prvog reda integracije. U tom slučaju t-odnos nema asimptotski normalnu distribuciju, već distribuciju koja je negativno asimetrična.

U radu smo koristili tablice kritičnih vrijednosti za distribuciju Studentove t-statistike koje su objavljene u knjizi Charemza, W.W. i D.F. Deadman

---

<sup>24</sup> Dickey, D.A. i W.A. Fuller (1979), "Distributions of the estimators for autoregressive time series with unit root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-431.

(1992). Te tablice se razlikuju od tablica koje su priredili npr. Dickey i Fuller ili MacKinnon. Do njih se ne dolazi analitički već putem simulacija, jer distribucija Studentove-t statistike u slučaju regresije varijable koja je  $I(0)$  na varijablu  $I(1)$  nije precizno poznata. Stoga su kritične vrijednosti predmetom određenih grešaka i ovise o strukturi modela koji se koristi za simulaciju.

Za zadanu razinu signifikantnosti (1%, 5% ili 10%) empirijska se test veličina - DF statistika (uobičajno izračunata t-statistika) uspoređuje s donjom ( $t_L$ ) i gornjom ( $t_U$ ) kritičnom vrijednosti. Ako je izračunata t-statistika manja od donje kritične vrijednosti za određeni broj opservacija ( $n$ ), nul hipotezu (postojanje jediničnog korijena) valja odbaciti i prihvatiti alternativnu hipotezu stacionarnosti varijable  $y_t$ .

Ako je pak izračunata DF statistika veća od gornje kritične vrijednosti, nul hipoteza se ne može odbaciti. U slučaju kada vrijednost DF statistike pada između gornje i donje kritične vrijednosti test ne dovodi do odluke, dakle, ne znamo da li da nul hipotezu odbacimo ili prihvatimo.

U slučaju kada rezultati testiranja na temelju jednadžbe (2.5) pokažu da se ne može odbaciti nul hipoteza, varijabla  $y_t$  može biti integrirana reda višeg od nule, a možda uopće nije integrirana. Slijedeći korak sastojao bi se u testiranju je li red integracije jednak jedinici. Ako je  $y_t \sim I(1)$ , tada je  $\Delta y_t \sim I(0)$ . Stoga ponavljamo test koristeći  $\Delta y_t$  umjesto  $y_t$  DF jednadžba je sada:

$$\Delta \Delta y_t = \delta \Delta y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.7)$$

Ponovo želimo testirati je li  $\delta$  negativno i signifikantno. Odbacimo li nul hipotezu i prihvatimo alternativnu  $\delta < 0$ , serija  $\Delta y_t$  je stacionarna i  $y_t \sim I(1)$ . Ne možemo li odbaciti nul hipotezu, testiramo je li  $y_t \sim I(2)$ , odnosno provedemo DF regresiju u kojoj je  $\Delta \Delta \Delta y_t$  varijabla na lijevoj strani jednadžbe, a  $\Delta \delta y_{t-1}$  na desnoj strani. Ovaj postupak možemo nastaviti dok ne uspijemo odrediti kojeg je reda integracije varijabla  $y_t$  ili dok ne utvrdimo da se diferenciranjem varijabla  $y_t$  ne može stacionarizirati.



Testiranje reda integracije varijable  $y_t$  vrši se, dakle, sukcesivnim provođenjem DF-testa nad varijablama  $y_t$ ,  $\Delta y_t$ ,  $\Delta \delta y_t$  itd., dok se ne dođe do stacionarne serije ili dok se ne ustanovi da se diferenciranjem ne može postići stacionarnost vremenske serije. U praksi nije uobičajno da su ekonomske serije reda integracije većeg od dva.

Nedostatak DF testa je u tome što ne uzima u obzir moguću autokorelaciju grešaka  $\epsilon_t$ , uslijed koje ocjene jednadžbe (2.5) metodom najmanjih kvadrata nisu efikasne. Jednostavno rješenje problema autokorelacije grešaka daju Dickey i Fuller<sup>25</sup>, a sastoji se u tome da se na desnoj strani jednadžbe koriste varijable s vremenskim pomakom kako bi se otklonila autokorelacija grešaka. Taj se test naziva prošireni Dickey-Fuller test i uobičajno se označava sa ADF test. Općenito se smatra najefikasnijim testom među jednostavnim testovima integracije. To je jedan od najraširenijih testova postojanja jediničnog korijena. Stoga se ADF test koristi i u empirijskom dijelu ovog istraživanja.

Jednadžba (2.5) se proširuje uvođenjem dodatnih egzogenih varijabli kako bi se neutralizirala autokorelacija grešaka. Za dodatne objašnjavajuće varijable koriste se vremenski pomaci varijable na lijevoj strani jednadžbe. ADF ekvivalent DF jednadžbi (2.5) je:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (2.8)$$

Broj pomaka  $k$  trebao bi biti relativno mali kako bi se sačuvali stupnjevi slobode, ali dovoljno velik da se otkloni autokorelacija grešaka. Na primjer, ako je za  $k=2$  Durbin-Watson autokorelacijska statistika niska i ukazuje na autokorelaciju prvog reda, korisno je povećati  $k$  u nadi da ćemo otkloniti autokorelaciju. Postupak testiranja isti je kao i kod DF testa.

---

<sup>25</sup> Dickey, D.A. i W.A Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", **Econometrica**, 49, 1057-1072.



## 2.2.2. Testiranje postojanja kointegracije

Pokaže li se da su varijable integrirane istog reda  $d$ , postoji mogućnost da su one kointegrirane. Testiranje postojanja kointegracije provodi se na isti način kao i testiranje reda integracije. Razlika je u tome što nas sada zanima red integracije linearne kombinacije promatranih varijabli koja predstavlja odstupanje od dugoročne ravnoteže. Pri testiranju se također koriste DF i ADF testovi kako bi se odredilo je li greška ravnoteže, koju ćemo označiti  $\epsilon_t$  stacionarna. Ako su varijable kointegrirane, tada je greška ravnoteže stacionarna, odnosno nultog reda integracije  $\epsilon_t \sim I(0)$ . Ako pak promatrane varijable nisu kointegrirane, tada je greška ravnoteže  $\epsilon_t$  nestacionarni proces. Za razliku od testiranja integracije, distribucija Studentove  $t$ -statistike i kritične vrijednosti kod kointegracijskog testa ovise o broju ocijenjenih kointegracijskih parametara u kointegracijskoj regresiji. Kointegracijska jednadžba je u našem slučaju oblika:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \epsilon_t \quad (2.9)$$

gdje je  $e_t$  oznaka za logaritam nominalnog tečaja,  $p_t$  oznaka za logaritam odnosa razina cijena u zemlji i inozemstvu,  $\alpha_0$  konstanta, a  $\alpha_1$  nepoznati kointegracijski parametar koje valja ocijeniti, najčešće metodom najmanjih kvadrata.

Kod testiranja kointegracije reziduali dobiveni na temelju kointegracijske jednadžbe (2.9) uvrštavaju se u DF (2.5) ili ADF (2.8) jednadžbu. Na taj način dobivamo slijedeće jednadžbe:

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \delta \hat{\epsilon}_{t-1} + \xi_t \quad \text{DF jednadžba,} \quad (2.10)$$

$$\Delta \hat{\epsilon}_t = \delta \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum \delta_i \hat{\epsilon}_{t-i} + \xi_t \quad \text{ADF jednadžba,} \quad (2.11)$$

gdje je  $\hat{\epsilon}_t$  ocjena greške ravnoteže dobivena metodom najmanjih kvadrata.

Nul hipotezu prema kojoj se kointegracija ne ostvaruje odbacit ćemo, kao što se to čini kod testiranja integracije, ako je Studentova t-vrijednost (DF odnosno ADF statistika) za parametar  $\delta$  ispod donje granice, a nećemo je odbaciti ako je iznad gornje granice. Također postoji i neodređeno područje između gornje i donje granice. U slučaju kada t-vrijednost pada u to područje nismo sigurni da li odbaciti ili prihvatiti nul hipotezu.

Utvrđimo li da su promatrane varijable kointegrirane, tada prihvaćamo da je parametar  $\alpha_1$  iz kointegracijske jednadžbe valjana ocjena dugoročnog ravnotežnog odnosa između varijabli. No, parametru  $\alpha_1$  pripadajuća t-statistika, na žalost, ne ukazuje na preciznost ocjenjivača u kointegracijskoj jednadžbi i ne može se upotrijebiti pri zaključivanju o parametru populacije, jer su obje varijable integrirane. Ipak, kao što je već spomenuto ocjenjivač iz kointegracijske jednadžbe dobiven metodom najmanjih kvadrata je "izvanredno konzistentan", jer konvergira prema stvarnom parametru brže nego ocjenjivač u uobičajnom slučaju kada varijable nisu integrirane.

### **3. EMPIRIJSKI REZULTATI KOINTEGRACIJSKE ANALIZE DUGOROČNOG PARITETA KUPOVNE MOĆI U SLUČAJU HRVATSKE**

Cilj ovog dijela rada je testirati redove integracije i moguću kointegraciju varijabli koje su uključene u model pariteta kupovne moći. Utvrđimo li da su vremenske serije nestacionarne i istog reda integracije i da je njihova linearna kombinacija (odstupanje od dugoročne ravnoteže) stacionarna zaključit ćemo da su tečajevi i cijene u dugoročnom kointegracijskom odnosu.

U radu se analiziraju nedesezonirane mjesečne serije nominalnih tečajeva marke, lire i dolara (cijena inozemne valute izražena u kunama), te mjesečne serije domaćih i inozemnih cijena na malo u razdoblju od

prosinca 1991. godine, kada se naša zemlja monetarno osamostalila, do rujna 1996. godine. Koriste se bilateralni tečajevi koje preferira većina autora zbog proizvoljnosti izbora pondera pri računanju efektivnog tečaja koja može utjecati na rezultate testova valjanosti teorije pariteta kupovne moći. Vrijednosti promatranih serija izražene su u obliku indeksa na stalnoj bazi<sup>26</sup>, gdje je za bazno razdoblje odabran prosinac 1991. godine. U tom je mjesecu ostvarena novčana neovisnost naše zemlje. Tada je po prvi puta tečajnu listu objavila Narodna banka Hrvatske. Smatramo kako se težilo da u tom trenutku objavljeni tečajevi budu što bliže "ravnotežnim" tečajevima, istodobno ipak imajući na umu arbitrnost tog izbora.

Za standardne zemlje izabrali smo naše najznačajnije vanjskotrgovinske partnere Njemačku i Italiju, te Sjedinjene Države, najčešće korištenu zemlju usporedbe u predhodno analiziranim empirijskim testovima valjanosti teorije pariteta kupovne moći u dugom roku.

Ocijenjen je dvodimenzionalni kointegracijski model testiranja teorije pariteta kupovne moći oblika:

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1(P_t/P_t^*) + \epsilon_t, \quad (3.1)$$

ili kraće

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \epsilon_t, \quad (3.2)$$

gdje je  $e_t$  oznaka za logaritam nominalnog tečaja (cijena strane valute izražena u kunama),  $P_t$  logaritam domaće razine cijena,  $P_t^*$  logaritam razine cijena u inozemstvu i  $p_t$  odnos logaritama domaće i inozemne razine cijena. Kao što je već rečeno, u dvodimenzionalnom se modelu zadržava ograničenje simetrije, tj. jednakosti obaju koeficijenata uz

---

<sup>26</sup> Serije baznih indeksa nominalnih tečajeva dobivene su na temelju srednjeg tečaja NBH, posljednjeg dana u mjesecu. "Priopćenja" Državnog zavoda za statistiku i publikacija "Main Economic Indicators" su izvori korišteni za računanje baznih indeksa cijena.

indekse cijena, a napušta načelo jednake proporcionalnosti, prema kojem koeficijent  $\alpha_1$  mora biti jednak jedinici. To je manje restriktivni model za testiranje prihvatljivosti teorije pariteta kupovne moći u dugom roku, jer uključuje greške nastale pri mjerenju cijena i/ili troškove prijevoza. Valjanost teorije pariteta kupovne moći u manje restriktivnom obliku nužan je uvjet stacionarnosti realnog tečaja. Pokaže li se stoga da tečaj i cijene u dvodimenzionalnom modelu testiranja pariteta kupovne moći nisu u dugoročnom kointegracijskom odnosu, može se automatski zaključiti da ni realni tečaj nije stacionarni proces sa sredinom jednakom nuli (u apsolutnoj verziji klasične teorije pariteta kupovne moći) ili sa sredinom jednakom određenoj konstantnoj vrijednosti (u relativnoj verziji).

U analizi je korištena Engle-Granger metoda testiranja kointegracije u dva koraka. U prvom se koraku ispituje red integracije varijabli, a u drugom se testira je li linearna kombinacija promatranih varijabli stacionarna, odnosno jesu li varijable kointegrirane. U oba koraka korišten je prošireni Dickey-Fuller test (ADF test) postojanja jediničnog korijena s četiri vremenska pomaka.<sup>27</sup>

Rezultati analize reda integracije vremenskih serija nominalnih tečajeva i cijena prikazani su u slijedećim tablicama:

Tablica 1.

**REZULTATI TESTA POSTOJANJA JEDINIČNOG KORIJENA  
U SERIJAMA NOMINALNIH TEČAJEVA**

Zemlja usporedbe	Razine	Prve diferencije ADF statistika	Druge diferencije
Njemačka	-0.20	-1.50	-4.75
Italija	-0.01	-1.70	-5.08
SAD	-0.08	-1.44	-4.73

<sup>27</sup> Za  $k=4$  DW statistika pokazuje da ne postoji problem autokorelacije reziduala.

Tablica 2.  
**REZULTATI TESTA POSTOJANJA JEDINIČNOG KORIJENA  
 U SERIJAMA ODNOSA CIJENA**

Zemlja usporedbe	Razine	Prve diferencije ADF statistika	Druge diferencije
Njemačka	-0.06	-1.49	-3.24
Italija	-0.09	-1.48	-3.21
SAD	-0.10	-1.50	-3.21

Izračunate empirijske-test veličine iz gornjih tablica uspoređuju se sa slijedećim kritičnim vrijednostima:

Tablica 3.  
**KRITIČNE VRIJEDNOSTI ZA NAJBЛИŽU VELIČINU UZORKA  
 n=50 i BROJ OCIJENJENIH PARAMETARA m=0**

Razina signifikantnosti	Donja granica	Gornja granica
1%	-2.74	-2.43
5%	-2.00	-1.86
10%	-1.66	-1.52

Izvor: Charemza i Deadman (1992), str. 319-324.

Na temelju usporedbe ADF statistika za razine i prve diferencije vremenskih serija tečajeva i odnosa cijena s kritičnim vrijednostima zaključujemo da se ni u jednom slučaju ne može odbaciti nul hipoteza prema kojoj su varijable nestacionarne<sup>28</sup>. Budući da ni za jednu seriju razina i prvih diferencija varijabli nominalnih tečajeva i odnosa cijena ne možemo prihvatiti hipotezu stacionarnosti, u daljnjoj analizi valja testirati

<sup>28</sup> Osim u slučaju prvih diferencija vremenske serije tečaja lire na razini 10% signifikantnosti.

jesu li druge diferencije serija nominalnih tečajeva i odnosa cijena stacionarne, odnosno jesu li razine varijabli integrirane drugog reda I(2). Test se provodi na temelju slijedećih jednadžbi:

$$\Delta\Delta\Delta e_t = \delta\Delta\Delta e_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta\Delta\Delta e_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.3)$$

i

$$\Delta\Delta\Delta p_t = \delta\Delta\Delta p_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta\Delta\Delta p_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.4)$$

U svim slučajevima izračunata je ADF test veličina niža od donje kritične vrijednosti (signifikantno negativna) već na razini signifikantnosti od 1%. Stoga prihvaćamo alternativnu hipotezu, prema kojoj su druge diferencije varijabli stacionarne, što znači da se serije razina nominalnih tečajeva i odnosa cijena mogu stacionarizirati primjenom drugih diferencija. Budući da su razine varijabli integrirane istog (drugog) reda, možemo učiniti drugi korak u kointegracijskoj analizi Engle-Granger metodom.

Sada nam je cilj utvrditi jesu li varijable u dugoročnom kointegracijskom odnosu. U slučaju postojanja takvog odnosa njihova linearna kombinacija (greška ravnoteže  $\epsilon_t$ ) mora biti stacionarna, odnosno nultog reda integracije.

Pomoću metode najmanjih kvadrata dobili smo slijedeće ocjene parametara  $\alpha_0$  i  $\alpha_1$  u kointegracijskim jednadžbama:

$$e_t^{NJEM} = 0.604 + 0.881p_t^{NJEM} + \epsilon_t^{NJEM}, \quad (3.5)$$

(0.071259) (0.01191)

$$e_t^{ITA} = 0.936 + 0.814p_t^{ITA} + \epsilon_t^{ITA} \quad (3.6)$$

(0.083919) (0.009942)

$$e_t^{SAD} = 0.682 + 0.873p_t^{SAD} + \epsilon_t^{SAD}, \quad (3.7)$$

(0.090750) (0.010702)

gdje su NJEM, ITA i SAD oznake za Njemačku, Italiju i Sjedinjene Američke Države, a vrijednosti u zagradama su standardne greške. Potom smo testirali jesu li ocijenjeni reziduali (greške ravnoteže) iz gornjih kointegracijskih jednadžbi stacionarni. Koristeći ADF test dobili smo slijedeće empirijske test veličine:

Tablica 4.

**REZULTATI TESTIRANJA POSTOJANJA JEDINIČNOG  
KORIJENA U VREMENSKIM SERIJAMA GREŠAKA  
RAVNOTEŽE (REZIDUALA)**

Zemlja	Razine ADF statistika
Njemačka	-1.98
Italija	-1.20
SAD	-2.27

Da bismo utvrdili jesu li greške ravnoteže stacionarni procesi, odnosno varijable nultog reda integracije  $I(0)$ , gornje ADF statistike uspoređujemo sa slijedećim kritičnim vrijednostima:

Tablica 5.

**KRITIČNE VRIJEDNOSTI ZA NAJBЛИŽU VELIČINU UZORKA  
 $n=50$  i BROJ OCIJENJENIH PARAMETARA  $m=1$**

Razina signifikantnosti	Donja granica	Gornja granica
1%	-3.65	-3.20
5%	-2.87	-2.65
10%	-2.86	-2.10

**Izvor:** Charemza i Deadman (1992), str. 319-324.

Budući da ni u jednom slučaju izračunata ADF statistika nije signifikantno negativna, što je potrebno da bi se prihvatila alternativna hipoteza stacionarnosti grešaka ravnoteže, zaključujemo da je linearna kombinacija nominalnog tečaja i odnosa cijena nestacionarna. Promatrane varijable nisu, dakle, u dugoročnom kointegracijskom odnosu, jer kratkoročna odstupanja od dugoročnog ravnotežnog odnosa ne fluktuiraju oko određene konstantne vrijednosti. Stoga postoji tendencija da se serije nominalnih tečajeva i odnosa cijena neprestano udaljavaju u svim slučajevima koji su bili obuhvaćeni istraživanjem. Na kraju još zaključujemo kako, budući da varijable nisu kointegrirane, nije ispunjen ni nužan uvjet stacionarnosti realnog tečaja.

#### 4. ZAKLJUČAK

Otprije je poznato da teorija pariteta kupovne moći ne može nosiocima ekonomske politike poslužiti kao precizno mjerilo pri ocjeni veličine odstupanja tržišnog tečaja od njegove dugoročne ravnotežne vrijednosti, jer veličina potrebne prilagodbe tečaja koju dobivamo već ustaljenim proračunom indeksa realnog efektivnog tečaja ovisi o npr. proizvoljno odabranom baznom razdoblju, ponderima zemalja u efektivnim indeksima, o odabranom indeksu cijena i sl. Uz to u proračunu se zanemaruje utjecaj strukturnih promjena na promjene dugoročnog ravnotežnog tečaja, tako da je teško je odrediti u kojoj mjeri npr. realna aprecijacija od 20% predstavlja odstupanje od "prave" dugoročne vrijednosti tečaja. Možda je valuta u baznom razdoblju bila podcijenjena, nadalje, možda su strukturne promjene (npr. porast preferencija u korist dobara zemlje) utjecale na porast ravnotežnih relativnih cijena dobara. Sve to otežava zaključivanje je li valuta precijenjena 20%, 10% ili možda uopće nije precijenjena. U velikom broju radova ukazuje se na to da teorija pariteta kupovne moći samo približno može poslužiti pri ocjeni veličine odstupanja tržišnog tečaja od njegove dugoročne ravnotežne vrijednosti. Artus (1978, str. 297) rezimira: "Teorija pariteta kupovne moći je korisna, mada gruba mjera koja može pomoći nosiocima



gospodarske politike da održe tečaj na razumnoj razini i da spriječe da on bude podcijenjen odnosno precijenjen za deset, dvadeset ili trideset posto kako se to u prošlosti često događalo. Čak i zemlje koje prepuštaju da njihov tečaj bude u velikoj mjeri određen u slobodnom međudjelovanju tržišnih snaga, najvjerojatnije zbog manje ovisnosti o vanjskoj trgovini i čvršće monetarne politike, trebaju mjerilo koje bi signaliziralo situacije u kojima su tržišne snage "odvukle" tečaj predaleko od njegove dugoročno održive vrijednosti. Za te se svrhe metoda čini adekvatnom, iako rezultate valja interpretirati uzevši u obzir različite moguće izvore pristranosti. ... Na kraju uvijek valja usporediti rezultate dobivene metodom pariteta kupovne moći sa stanjem u bilanci plaćanja određene zemlje. Na primjer, bilo bi besmisleno tvrditi da je tečaj primjeren na bazi indikatora pariteta kupovne moći ako istovremeno dolazi do značajnog i stalnog pogoršanja u bilanci plaćanja koje se ne može objasniti cikličkim ili drugim privremenim faktorima."

Rezultati kointegracijske analize ukazuju da se načelo pariteta kupovne moći u slučaju Hrvatske ne ostvaruje ni u dugom roku. Iz toga proizlazi da je vrlo upitno njegovo korištenje pri modeliranju tečajeva. Osim toga pokazalo se da ovo načelo ne može poslužiti nosiocima ekonomske politike kao prikladan koncept ravnotežnog tečaja koji bi služio pri ocjeni veličine odstupanja tržišnog tečaja od njegove dugoročne ravnotežne vrijednosti.

Rezultati istraživanja u svijetu koji potvrđuju dugoročnu valjanost teorije pariteta kupovne moći, ukazuju da kada su varijable kointegrirane postoji ugrađeni proces prilagođavanja, koji onemogućava greškama relacije da postaju sve veće i veće u dugom roku. U tom slučaju mjere ekonomske politike kojima se u kratkom roku nastoji "odvući" tečaj od njegove ravnotežne vrijednosti neće imati učinak na nastanak neravnoteže u bilanci plaćanja u dugom roku, što se može dogoditi u slučajevima u kojima se paritet kupovne moći kao dugoročni ravnotežni uvjet ne ostvaruje. U tim su slučajevima, a prema rezultatima ovog istraživanja to vrijedi i za Hrvatsku, nepoželjne intervencije nosioca

ekonomske politike u cilju približavanja tržišnog tečaja njegovoj vrijednosti prema načelu dugoročnog pariteta kupovne moći, jer mogu izazvati nastanak dugoročnih neravnoteža.

U slučaju Hrvatske moramo imati u vidu moguće izvore pristranosti koji su doveli do odbacivanja hipoteze postojanja dugoročnog ravnotežnog odnosa između tečajeva i cijena kakvog pretpostavlja teorija pariteta kupovne moći. Naime, rezultati u mnogome ovise o odabiru standardne zemlje, vremenskog razdoblja, indeksa cijena, baznog radoblja, tablica kritičnih vrijednosti itd. Napose, vremensko razdoblje od monetarnog osamostaljenja Hrvatske do danas vjerojatno nije dovoljno dugo da bi se potvrdila postavka, da odstupanja od odnosa između nominalnog tečaja i cijena kakvog nalaže teorija pariteta kupovne moći imaju tendenciju povratka određenoj srednjoj vrijednosti u dugom roku. Osim toga u tom relativno kratkom razdoblju zbile su se mnoge strukturne promjene uslijed prelaska sa socijalističkog na tradicionalni sustav privređivanja, gospodarstvo je prebrodilo fazu djelovanja u ratnim okolnostima, hiperinflaciju, te je došlo do mnogih promjena gospodarskih zakona.

I sama Engle-Granger metoda testiranja kointegracije ima određene nedostatke. U ovoj se metodi najčešće koriste DF i ADF testovi stacionarnosti vremenskih serija kod kojih je nestacionarnost nul hipoteza. Monte Carlo studije su pokazale da se na temelju rezultata ove metode nul hipoteza u pravilu prihvaća, osim u slučaju kad postoje jaki dokazi protiv nje. Sama metodologija, dakle, često nije dovoljno moćna da ukaže na kointegraciju u slučajevima kada ona doista postoji. Nadalje, prema asimptotskoj teoriji rezultati kointegracijskog testa ne bi smjeli biti osjetljivi na izbor objašnjavajuće varijable u kointegracijskoj jednadžbi. Međutim, to se pokazalo netočnim u slučaju nedovoljno dugačkih serija podataka. Pored toga i moguće greške nastale pri ocjeni kointegracijske jednadžbe odražavaju se na rezultate testa stacionarnosti grešaka ravnoteže (reziduala).

## LITERATURA

1. Artus, J.R. (1978), "Methods of Assessing the Long-Run Equilibrium Value of an Exchange Rate", **Journal of International Economics**, 8(3), 277-299.
2. Babić, M. (1993), **Međunarodna ekonomija**, Mate, Zagreb.
3. Bahmani-Oskooee, M. (1993), "Purchasing Power Parity Based on Effective Exchange Rate and Cointegration: 25 LDSs' Experience with its Absolute Formulation", **World Development**, 21(6), 1023-1031.
4. Balassa, B. (1964), "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal", **Journal of Political Economy**, 72(6), 584-596.
5. Butiong, R. Q. i M. Tang (1994), "Purchasing Power Parity in Asian Developing Countries: A Co-Integration Test", **Asian Development Bank Statistical Report Series**, 17, 1-19.
6. Charemza, W. W. i Deadman D. F. (1992), **New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression**, Edward Elgar, Aldershot.
7. Chen, B. (1995), "Long-Run Purchasing Power Parity: Evidence from some European Monetary System Countries", **Applied Economics**, 27(4), 377-383.
8. Cheung, Y.-W. i K.S. Lai (1993), "Long-Run Purchasing Power Parity during the Recent Float", **Journal of International Economics**, 34(1/2), 181-192.
9. Clarc, P. et al. (1994), **Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Framework for Analysis**, IMF Occasional Paper 115, Washington D.C.
10. Corbae, D. i S. Ouliaris (1988), "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", **The Review of Economics and Statistics**, 79(3), 508-511.
11. Detken, C. (1995), "When is a Currency Fundamentally Correct?", **Economic and Financial Prospects**, 2, 1-4.
12. Diebold, F.X. (1988), **Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics**, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York.
13. Dornbusch, R. (1980), **Open Economy Macroeconomics**, Basic Books Inc. Publishers, New York.

14. Dornbusch, R. (1987), "Purchasing Power Parity", u: J. Eatwell, M. Milgate i P. Newman (Eds.), **The New Palgrave Dictionary of Economics**, god. 3, Basingstoke.
15. Enders, W. (1988), "ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", **The Review of Economics and Statistics**, 70(3), 504-508.
16. Engle, R.F. i C.W.J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", **Econometrica**, 55(2), 251-276.
17. Frenkel, J.A. (1978), "Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920s", **Journal of International Economics**, 8(3), 169-191.
18. Frenkel, J.A. (1981), "The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970's", **European Economic Review**, 16, 145-165.
19. Granger, C.W.J. (1986), "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 48(3), 213-228.
20. Griffiths, W.E. et al. (1993), **Learning and Practicing Econometrics**, John Wiley & Sons, Inc.
21. Hakkio, C.S. (1984), "A Re-Examination of Purchasing Power Parity, A Multi-Country and Multi-Period Study", **Journal of International Economics**, 17, 265-277.
22. Hall, R.E. i J.B. Taylor (1986), **Macroeconomics: Theory, Performance and Policy**, W.W. Norton&Company, New York, London.
23. Henricsson, R. i E. Lundbaeck (1995), "Testing the Presence and the Absence of Purchasing Power Parity: Results for Fixed and Flexible Regimes", **Applied Economics**, 27, 635-641.
24. Isard, P. (1977), "How Far Can We Push the "Law of one Price", **American Economic Review**, 67(5), 942-948.
25. Kim, Y. (1990), "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", **Journal of Money, Credit, and Banking**, 22(4), 491-503.
26. Kravis, I.B. i R.E. Lipsey (1978), "Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories", **Journal of International Economics**, 8(3), 193-246.

27. Krugman, P.R. (1978), "Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence", **Journal of International Economics**, 8(3), 397-407.
28. Liu, P.C. (1992), "Purchasing Power Parity in Latin America: A Co-Integration Analysis", **Weltwirtschaftliches Archiv**, 123, 662-679.
29. MacDonald, R. (1993), "Long Run Purchasing Power Parity: Is It for Real?", **The Review of Economics and Statistics**, 75(4), 690-695.
30. McNown, R. i M.S. Wallace (1990), "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity among Four Industrial Countries: Results for Fixed and Flexible Rates", **Applied Economics**, 22, 1729-1737.
31. Milone, L. M. (1986), "The Law of one Price: Further Empirical Evidence Concerning Italy and the United Kingdom", **Applied Economics**, 18(6), 645-661.
32. **New Palgrave: Dictionary of Modern Economics** (1987), The Macmillan Press, London, New York, Tokyo.
33. Noorbakhsh, A. i A. Christev (1994), Price Parities and Foreign Exchange Rate Determination during Transition in Eastern European Countries: A Cointegration Appraisal of PPP Theory, nepublicirana studija.
34. Officer, L.H. (1976), "The Purchasing-Power-Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article", **IMF Staff Papers**, 23(1), 1-61.
35. Ohno, K. (1990), "Estimating Yen/Dollar and Mark/Dollar Purchasing Power Parities", **IMF Staff Papers**, 37(3), 700-725.
36. Patel, J. (1990), "Purchasing Power Parity as a Long-Run Relation", **Journal of Applied Econometrics**, 5(4), 367-379.
37. Taylor, M.P. i P.C. McMahon (1988), "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s", **European Economic Review**, 32, 179-197.
38. Taylor, M.P. (1988), "An Empirical Examination of Long-Run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", **Applied Economics**, 20, 1369-1381.
39. Thacker, N. (1995), "Does PPP Hold in the Transition Economies? The case of Poland and Hungary?". **Applied Economics**, 27(6), 477-481.
40. Webster, A. (1987), "Purchasing Power Parity as a Theory of International Arbitrage in Manufactured Goods: an Empirical View of UK/US Prices in the 1970s", **Applied Economics**, 19(11), 1433-1456.