

*Radmila Dragutinović Mitrović**

OGRANIČENJA GRAVITACIONOG MODELA U EKONOMETRIJSKOJ ANALIZI SPOLJNOTRGOVINSKE RAZMENE

APSTRAKT: Predmet razmatranja u ovom radu je ekonometrijsko modeliranje bilateralne razmene na bazi gravitacionog modela. U dosadašnjim istraživanjima gravitacioni model je standardno korišćen u svrhe ocenjivanja potencijala bilateralne razmene među zemljama. Procene mogućnosti za njen porast vršene su na osnovu odstupanja ostvarenog od potencijalnog, modelom ocenjenog nivoa razmene. U ovom radu se ukazuje na određena ograničenja takve standardne analize, najčešće zasnovane na uporednim podacima (podacima preseka). Stoga se razmatraju alternativne specifikacije gravitacionog modela na podacima panela i moguće efikasnije procedure ocenjivanja, kao osnove za pouzdanije ekonomske zaključke. Takođe, sprovedena je teorijska i empirijska analiza ekonometrijskih problema u ocenjivanju gravitacionog modela panela, koji su u dosadašnjoj literaturi ili izolovano posmatrani (na primer, autokorelacija u panelu), ili uopšte nisu razmatrani (na primer, dvostruka endogenost regresora). Na osnovu empirijske analize pokazano je da razmatrani problemi i ograničenja uzrokuju pristrasne ocene regresionih parametara i sistematske varijacije reziduala gravitacionog modela. Na bazi takvih rezultata, predviđanje i zaključivanje o potencijalu

razmene između zemalja bilo bi nepouzdan.

KLJUČNE REČI: gravitacioni model, podaci panela, jednostruka i dvostruka endogenost regresora, autokorelacija u panelu.

ABSTRACT: This work deals with econometric modeling of bilateral trade flows based on gravity model. Standard approach in most of previous empirical researches consisted of estimating bilateral trade potentials using gravity model and analysis of differences between the observed and predicted (potential) trade flows. Large differences were interpreted as the unexhausted foreign trade potentials. This work considers some limitations and problems of such approach, mostly based on cross-section data. We consider alternative gravity model specifications with panel data and estimating procedures, as appropriate base for more precise estimates and conclusions. Furthermore, both theoretical and empirical analysis of econometric problems in panel data gravity model are carried out. Some of those problems have considered partially in previous empirical researches (for example, autocorrelation in panels), but some of them have not considered at all, such as double endogenous regressors. Empirical results show that

* Ekonomski fakultet, Beograd

mentioned problems cause biased regression parameters estimates and consequently systematic variations of gravity model residuals (large systematic differences between observed and predicted). This makes conclusions on trade potentials

between countries imprecise and unreliable.

KEY WORDS: gravity model, panel data, singly and doubly endogene i double endogeneity problem, autocorrelation in panel.

1. UVOD

Prve analize međunarodne trgovine upotrebom gravitacionog modela sprovedene su još šezdesetih godina prošlog veka. Međutim, najveće interesovanje za ovaj model se pojavilo tek 90-tih godina sa otvaranjem zemalja istočno-evropskog bloka i njihovim prelaskom sa režima centralno-planske na tržišnu privredu. Model je tada prvenstveno korišćen za ocenjivanje potencijala razmene između zapadno-evropskih zemalja, s jedne strane, i zemalja u tranziciji Centralne i Istočne Evrope (zemalja CEE), s druge strane. U tadašnjim istraživanjima, procene mogućnosti za povećanje razmene između dve grupe zemalja vršene su na bazi odnosa između ocenjenog potencijalnog i ostvarenog nivoa razmene. Drugim rečima, analiza potencijala bilateralne razmene sprovedila se na osnovu analize reziduala gravitacionog modela. Standardni pristup analize interpretirao je sistematske varijacije reziduala kao značajne odnose između stvarnog i potencijalnog nivoa bilateralne razmene. Rezultati empirijske analize, sprovedene u ovom radu, ukazuju da su te varijacije u stvari indikator pogrešne specifikacije gravitacionog modela, odnosno postojanja određenih ekonometrijskih problema, a ne neiskorišćenog potencijala za rast razmene.

U većini empirijskih istraživanja u svetu, gravitacioni model je ocenjivan na uporednim podacima, tj. podacima preseka (*cross-section data*). U ovom radu, međutim, predmet razmatranja su specifikacije gravitacionog modela zasnovane na podacima panela (*panel data*),¹ kao kombinaciji uporednih podataka i podataka vremenskih serija. U pitanju je noviji pristup koji omogućava kako analizu regionalne strukture spoljnotrgovinske razmene, tako i analizu promena u strukturi koje nastaju tokom vremena. Pored toga, veći stepen varijabiliteta u podacima panela u odnosu na vremenske serije i uporedne podatke daje osnove za preciznije ocenjivanje regresionih parametara modela. Osim što se ukazuje na značaj upotrebe modela panela u ocenjivanju gravitiranja bilateralne razmene u odnosu na podatke preseka, ovde se razmatraju i neki novi problemi koji se mogu javiti u radu sa podacima panela.

1 Podaci panela su podaci *istih* jedinica posmatranja u nekoliko vremenskih perioda, odnosno ponovljene ankete jednog *istog* uzorka jedinica u tokom vremena.

Struktura rada je sledeća. U delu 2. razmatraju se osnovni oblik modela gravitacije i ograničenja standardne analize potencijala bilateralne razmene na bazi tog modela. U delu 3. se govori o gravitacionim modelima panela i ekonometrijskim problemima koji se javljaju prilikom njihovog ocenjivanja. Deo 4. sadrži empirijsku analizu sprovedenu na gravitacionom modelu panela.

2. GRAVITACIONI MODEL – DEFINICIJA I OGRANIČENJA STANDARDNE ANALIZE

Jednu od najdetaljnijih analiza međunarodne trgovine na bazi gravitacionog modela sproveo je Linnemann još sredinom 60-tih godina prošlog veka (Linnemann, 1966.).² Njegov glavni doprinos sastojao se u objašnjenju osnovnih determinanti bilateralne spoljnotrgovinske razmene. Po Linnemann-u, stvarni obim razmene formira se na temelju njenog potencijalnog obima, koji deformišu „otpori“ razmeni, odnosno razni ograničavajući faktori. Pri tome, pod potencijalnom razmenom se podrazumeva nivo razmene koji je ocenjen gravitacionim modelom, a koji se očekuje pri normalnom funkcionisanju razmene, odnosno u uslovima kada bi trgovinska ograničenja za sve posmatrane zemlje bila ista. Preciznije, potencijalna bilateralna razmena (potencijalni trgovinski tok iz jedne zemlje u drugu) je funkcija faktora koji određuju:

- (1) ponudu zemlje izvoznika,
- (2) tražnju za uvozom zemlje uvoznika, kao i
- (3) faktora koji ograničavaju bilateralnu razmenu.

(1) Ponuda izvoza determinisana je ukupnom domaćom proizvodnjom (mereno veličinom GDP-a) i odnosom između proizvodnje za strano tržište i proizvodnje za domaće tržište, dakle, stepenom otvorenosti privrede. Pri tome, rast GDP-a zemlje izvoznika uzrokuje veću ponudu te zemlje u razmeni, dok na stepen otvorenosti privrede broj stanovnika po pravilu ima negativan uticaj. Naime, od broja stanovnika zavisi stepen u kome će privreda zadovoljiti svoje domaće potrebe, a time i stepen otvorenosti privrede. Stoga se promenljive GDP i

2 Gravitacioni model u objašnjenju spoljnotrgovinskih tokova prvi put je upotrebljen u radovima Tinbergen-a [1962.] i Pöyhönen-a [1963.], koji su, nezavisno jedan od drugog, došli na ideju da bilateralne trgovinske tokove modeliraju, po analogiji sa Njutnovim zakonom gravitacije, tako da je trgovinski tok između dve zemlje proporcionalan „ekonomskoj masi“ svake zemlje (mereno pomoću GDP-a i/ili brojem stanovnika) i obrnuto proporcionalan rastojanju između „ekonomskih centara gravitacije“ (najčešće mereno razdaljinom u kilometrima između glavnih privrednih centara dve zemlje).

broj stanovnika u gravitacionom modelu uzimaju kao aproksimacija ponude izvoza.

(2) Tražnja za uvozom zemlje uvoznika je pozitivna funkcija dohotka uvoznika (po pravilu je veća sa rastom GDP-a), a negativna funkcija veličine zemlje, odnosno broja stanovnika, kao pokazatelja stepena samodovoljnosti i specijalizacije (veća zemlja je manje zavisna od uvoza, odnosno ima manju tražnju za uvozom).

(3) Trgovinske barijere se dele na prirodne i veštačke. U prirodna ograničenja spadaju transakcioni i transportni troškovi, vreme transporta, ekonomski horizont kupaca i prodavaca (poznavanje pravnih propisa, navika, sličnosti ukusa potrošača i sl.), što se u gravitacionom modelu aproksimira geografskim rastojanjem između glavnih privrednih centara dve zemlje. Veštačka ograničenja su carinske i necarinske barijere, preferencijalni trgovinski aranžmani i slično.

Gravitacioni model bilateralne razmene ima sledeći osnovni oblik:

$$X_{ij} = \hat{a} Y_i^{\hat{a}_1} L_i^{\hat{a}_2} Y_j^{\hat{a}_3} L_j^{\hat{a}_4} D_{ij}^{\hat{a}_5} A_{ij}^{\hat{a}_6} \prod_{k=1}^K P_{ijk}^{\hat{a}_k} e^{u_{ij}} \quad (2.1)$$

Na ovom modelu zasnivaju se sve druge specifikacije razvijene u kasnijim teorijskim i empirijskim analizama determinanti bilateralne razmene (Bergstrand J., 1989.; Matyas L., 1998.; Egger P., 2002. i sl.).³ Model (2.1) uključuje trgovinske tokove iz svake zemlje u preostalim N-1 zemalja ($i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, i-1, i+1, \dots, N$), odnosno zasniva se na uzorku od ukupno $N(N-1)$ podataka. Oznake promenljivih u modelu (2.1) su sledeće: X_{ij} - trgovinski tok iz zemlje izvoznika i u zemlju uvoznika j ; Y_i i Y_j - GDP zemalja i i j ; L_i i L_j - broj stanovnika u zemljama i i j ; D_{ij} - razdaljina između glavnih privrednih centara dve zemlje (aproksimacija transportnih i transakcionih troškova); A_{ij} - veštačka promenljiva kojom se predstavlja zajednička granica između zemlje i i j ; P_{ijk} - veštačka promenljiva za merenje efekata k -tog preferencijalnog sporazuma između dve zemlje na njihovu međusobnu razmenu (na primer, članstvo u određenoj ekonomskoj integraciji, i slično),⁴ u_{ij} - slučajna greška modela. Regresioni parametri u modelu (2.1) predstavljaju odgovarajuće koeficijente elastičnosti, pri čemu su $\beta_1, \beta_3, \beta_6$ i β_k po pravilu pozitivni, a β_2, β_4 i β_5 negativni.

3 U radu se zadržavamo na osnovnoj i u empirijskim istraživanjima najčešće korišćenoj specifikaciji (2.1). O ostalim specifikacijama, izvedenim iz osnovne videti na primer u Bergstrand, J. H., 1989., Egger, P., 2002. ili u Evenett, S. i W.Keller, 2002.

4 Ova veštačka promenljiva ima vrednost 1 ako su obe zemlje (izvoznik i i uvoznik j) članice iste ekonomske integracije, a 0 ako nisu. Ovom promenljivom se indirektno mere efekti carinskih i necarinskih ograničenja na razmenu između dve zemlje.

Osnovna ideja standardne analize na bazi gravitacionog modela (2.1) je da se model najpre oceni na uzorku razvijenih zemalja (npr., zemlje Evropske Unije (EU)), a da se zatim dobijeni ocenjeni regresioni parametri upotrebe na podacima zemalja istočnoevropskog bloka za računanje potencijala razmene između njih i EU. Reč je, u stvari, o ekstrapolaciji potencijala razmene - regresioni parametri jedne strukture (za zemlje EU) primenjivani su na drugu, potpuno različitu tržišnu strukturu (zemlje CEE). Procene mogućnosti za porast bilateralne razmene između tih zemalja zasnovane su na poređenju njenog potencijalnog nivoa, ocenjenog gravitacionim modelom, sa stvarnim nivoom razmene.

Najveću popularnost gravitacioni model je stekao tokom 90-tih godina prošlog veka. U prvim empirijskim radovima tog perioda (Hamilton i Winters, 1992. i dr.), gravitacioni model je korišćen kao sredstvo za predviđanje bilateralnih trgovinskih tokova i za analizu potencijala razmene između zemalja EU i CEE. Jedan od osnovnih rezultata u pomenutim istraživanjima je bio da je uvođenje tržišnog sistema u zemljama CEE, uticalo na značajno smanjenje njihove međusobne razmene i regionalno preusmeravanje na razmenu sa zemljama EU. U kasnijim empirijskim istraživanjima, modeliranje bilateralne razmene na podacima iz perioda nakon otpočinjanja procesa tranzicije, sugerisalo je da nivo razmene između CEE i EU ne odstupa značajno od potencijalnog (ocenjenog) nivoa razmene, te da su mogućnosti za dalji rast razmene iscrpljene (na primer, Gros D. i A. Gonciarz, 1996.; Brenton P. i D. Gros, 1997.). Postoji nekoliko ograničenja standardne analize, koja bi mogla dovesti u pitanje pouzdanost pomenutih rezultata: 1. analiza reziduala; 2. ekstrapolacija potencijala; 3. uporedni podaci-problem izbora reprezentativne godine; 4. heteroskedastičnost, neefikasne ocene parametara.

1. Prvo ograničenje standardne analize potiče iz ideje da se na osnovu analize reziduala vrši procena mogućnosti za porast bilateralne razmene (veći rezidual-veći potencijal za razmenu). Naime, kako je forma modela (2.1) dvostruko logaritamska, reziduali, dobijeni ocenjivanjem gravitacionog modela, u stvari, predstavljaju odnos između stvarnog i potencijalnog nivoa razmene. Drugim rečima, standardna analiza potencijala bilateralne razmene svodi se na analizu reziduala gravitacionog modela. Upotreba uporednih podataka u standardnoj analizi spoljnotrgovinske gravitacije izaziva velike razlike u disperziji podataka oko prosečne relacije, odnosno stvara sistematske varijacije reziduala modela. Međutim, po pravilu dobro specifikovan ekonometrijski model podrazumeva odsustvo takvih varijacija u rezidualima. Upravo sistematske varijacije reziduala, koje se u standardnoj analizi interpretiraju kao značajni odnosi između stvarnog i potencijalnog nivoa bilateralne razmene, indikator su greške specifikacije gravitacionog

modela, odnosno određenih ekonometrijskih problema, a ne neiskorišćenog potencijala za rast razmene.

2. Drugo ograničenje standardne analize je to što se zasniva na ekstrapolaciji pojedinačnih vrednosti zavisne promenljive (potencijalne bilateralne razmene) za one vrednosti objašnjavajućih promenljivih, koje su znatno izvan opsega podataka uzorka razvijenih zemalja na kojima je model ocenjen. Dakle, iste vrednosti regresionih parametara ocenjene za zemlje sa jednim režimom trgovine, korišćene su za vrednovanje potencijala bilateralne razmene druge grupe zemalja. Korišćenje uporednih podataka i ekstrapolacija imaju za rezultat široke intervale previđanja potencijala bilateralne razmene između zemalja. Ovaj problem prvi su uočili i empirijski potvrdili Breuss i Egger (1999.). Ovi autori su na osnovu ocena parametara gravitacionog modela na podacima zemalja OECD-a, formirali intervale predviđanja za potencijalni nivo razmene pojedinih zemalja CEE i OECD, $[\hat{y}_{p(ij)} \pm t_{\alpha/2} \cdot s_{y_{p(ij)}}]$. Testiranje moći predviđanja gravitacionog modela na uporednim podacima jasno je pokazalo da nove opservacije ne potiču iz iste populacije (strukture) kao i uzorak OECD zemalja, koji je korišćen za dobijanje ocena gravitacionog modela (Breuss i Egger, 1999). Kako je moć predviđanja takvog modela slaba, zaključci o potencijalu za razmenu između dve grupe zemalja ne mogu biti pouzdani.

3. Sledeće ograničenje i razlog za značajne razlike u empirijskim rezultatima tokom 90-tih godina je taj što je gravitacioni model ekonometrijski ocenjivan na podacima jedne godine (*cross-section data*), što je stvaralo problem izbora reprezentativne godine.⁵ Da bi se dejstvo neravnoteža izbeglo, u pojedinim istraživanjima je umesto pojedinačne godine korišćen prosek od nekoliko godina (Winters i Wang, 1994.; Breuss i Egger, 1999.).

4. Ocenjivanje gravitacionog modela na uporednim podacima uzrokuje ekonometrijske probleme kao što je visoka heteroskedastičnost slučajne greške modela. Visoka heteroskedastičnost slučajne greške modela postoji, jer podaci za različite zemlje pokazuju visoku disperziju oko prosečne relacije. To, takođe, vodi neefikasnim ocenama regresionih parametara i nepouzdanom zaključivanju.

Razmatrana ograničenja, kao i ekonometrijski problemi svojstveni uporednim podacima, mogu se ili eliminisati, ili u značajnoj meri ublažiti, ako se u analizi koriste podaci panela. Na primer, problem heteroskedastičnosti se znatno smanjuje, pre svega zbog specifične strukture slučajne greške i metoda ocenjivanja modela panela. Time se povećava i preciznost ocena regresionih parametara i prognoza dobijenih na bazi njih. Uvođenjem dodatnog izvora varijabiliteta -

5 Kao razlog značajno različitih prognoza u pomenutim empirijskim istraživanjima, osim izbora nereprezentativnog perioda, navodi se i problem merenja pojedinih promenljivih u gravitacionom modelu, na primer distance ili GDP-a (Brenton i Di Mauro, 1998.; Polak, 1996.).

vremenske serije, postoji mogućnost smanjenja multikolinearnosti između objašnjavajućih promenljivih. Osim toga, izbor reprezentativne godine više ne predstavlja problem budući da se uključenjem vremenske dimenzije u analizu, obuhvataju i efekti eventualnih neravnoteža u pojedinim godinama. Obuhvatanjem varijacija razmene tokom vremena, omogućava se analiza strukture, ali i promena u strukturi tokom vremena, odnosno analiza vremenskih i individualnih efekata promenljivih koje nisu eksplicitno uključene u gravitacioni model. Na kraju, kombinovanjem uporednih podataka sa vremenskim serijama raste veličina uzorka (sa N , odnosno T podataka na NT podataka panela), pa se sa više informacija iz ograničenog broja opservacija, po prirodi, povećava i efikasnost ocena regresionih parametara.

S druge strane, mogu se javiti novi ekonometrijski problemi karakteristični za modele panela.⁶ Preciznije, upotrebom panela ublažavaju se određeni problemi koji se javljaju kod uporednih podataka, ali se sa druge strane mogu javiti ekonometrijski problemi svojstveni vremenskim serijama. U nastavku prikazujemo polazne specifikacije gravitacionog modela panela i ekonometrijske probleme u njihovom ocenjivanju.

3. MODELI PANELA U ANALIZI REGIONALNE USMERENOSTI MEĐUNARODNE TRGOVINE

Prva polazna specifikacija gravitacionog modela panela je sledećeg oblika:

$$X_{ijt} = \alpha Y_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} Y_{jt}^{\beta_3} L_{jt}^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} A_{ij}^{\beta_6} \prod_{k=1}^K P_{kijt} e^{v_{ijt}},$$

$$v_{ijt} = \mu_{ij} + \lambda_t + u_{ijt} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, (i-1), (i+1), \dots, N; \\ t = 1, \dots, T \end{array} \quad (3.1)$$

Specifikacija gravitacionog modela (3.1) zasniva se na ukupno $N(N-1)T$ trgovinskih tokova iz svake od ukupno N zemalja u preostalim $(N-1)$ zemalja uzorka u periodu t . Dakle, model panela (3.1) zasniva se na znatno većem uzorku

6 Često se u radu sa podacima panela javljaju i problemi njihove raspoloživosti, odnosno problemi koji se tiču metoda prikupljanja podataka koji se mogu razlikovati značajno po jedinicama posmatranja. U razvijenim zemljama sa razvijenim statističkim sistemom, već više od dvadeset godina organizovano se sprovodi prikupljanje podataka panela u vidu panel studija. Najpoznatije panel studije su: *Panel Study of Income Dynamics (PSID)* Univerziteta u Mičigenu i *National Longitudinal Surveys of labor market experience (NLS)* Ohajo Univerziteta. Prve panel studije u Evropi formirane su osamdesetih godina prošlog veka, najpre u Nemačkoj, Švedskoj i Danskoj.

($N(N-1)T$ podataka panela), u poređenju sa modelom (2.1) koji koristi uporedne podatke. Obrazloženje oznaka promenljivih u modelu (3.1) je slično kao u modelu (2.1): X_{ijt} označava izvoz iz zemlje i u zemlju j u godini t ; Y_{it} i Y_{jt} predstavljaju redom GDP zemalja i i j u godini t i dr. U ovom modelu panela mogu se izdvojiti dve grupe promenljivih: 1) promenljive čije vrednosti variraju po obe dimenzije ij i t (po parovima zemalja i tokom vremena) kao na primer GDP zemalja, i 2) individualne promenljive (*time-invariant variables*), čije se vrednosti razlikuju po jedinicama posmatranja (zemljama), a konstantne su kroz vreme (Z_{ij} = distanca D_{ij} , zajednička granica A_{ij} i dr.).

Model (3.1) podrazumeva nepromenljivost regresionih parametara uz objašnjavajuće promenljive, dok su varijacije po jedinicama posmatranja i kroz vreme obuhvaćene slučajnom greškom preko njenih komponenata. Preciznije, slučajna greška modela panela (3.1), označena sa v_{ijt} , ima specifičnu strukturu. U opštem slučaju, greška v_{ijt} sastoji se iz tri komponente: individualni (bilateralni) efekti μ_{ij} , vremenski efekti λ_t i ostatak slučajne greške u_{ijt} . Komponenta individualnih efekata označava efekte individualnih promenljivih koje nisu eksplicitno uključene u model, dok se pod vremenskim efektima podrazumevaju efekti vremenski promenljivih (*individual-invariant variables*) koje variraju tokom vremena, ali ne i po jedinicama posmatranja (Baltagi, B.H., 2001.). Budući da su ovi efekti, kao komponente slučajne greške, i sami slučajne promenljive, model (3.1) se zove model sa slučajnim ili stohastičkim efektima (*Random effects model*). Zbog specifične dekompozicije slučajne greške, isti model se još zove i model sa komponentama slučajne greške (*Error-components model*).

Pošto različiti metodi ocenjivanja imaju za rezultat drugačije ocene regresionih parametara i rezidualne (odnose između ostvarene i potencijalne razmene), od izbora odgovarajućeg metoda ocenjivanja zavisi i pouzdanost zaključaka o potencijalu bilateralne razmene (Egger, P., 2002.). Zato je od značaja testirati da li su polazne pretpostavke modela (3.1) ispunjene, od čega zavisi i metod ocenjivanja. Osnovne pretpostavke modela panela (3.1) su sledeće: komponente slučajne greške su slučajne promenljive sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom, međusobno nezavisne za svako ij i t , dok su objašnjavajuće promenljive nestohastične i nekorelisane sa komponentama greške za sve jedinice posmatranja ij i sve vremenske periode t . Pored ovih, dodatne pretpostavke o slučajnoj grešci modela panela su: 1) slučajna greška v_{ijt} je promenljiva sa nultom srednjom vrednošću i homoskedastičnom varijansom $Var(v_{ijt}) = \sigma_{\mu}^2 + \sigma_{\lambda}^2 + \sigma_u^2$, 2) slučajne greške ij -te jedinice posmatranja u različitim periodima su korelisane

($\text{cov}(v_{ij,t}, v_{kl,s}) = \sigma_{\mu}^2$; $ij=kl$; $t \neq s$),⁷ i 3) slučajne greške različitih jedinica posmatranja međusobno su nekorelisane, $\text{cov}(v_{ij,t}, v_{kl,s}) = 0$; $ij \neq kl$; $t=s$ (Matyas, L. i Sevestre P., 1996.). Iz pretpostavki sledi i specifična struktura kovarijantne matrice slučajne greške v_{ijt} :

$$\Omega_{ij} = E(v_{ij} v_{ij}') = \sigma_{\mu}^2 j_T j_T' + \sigma_{\lambda}^2 I_T + \sigma_u^2 I_T$$

ili za svih NT podataka panela:⁸

$$\Omega = E(vv') = \sigma_{\mu}^2 (I_N \otimes j_T j_T') + \sigma_{\lambda}^2 (j_N j_N' \otimes I_T) + \sigma_u^2 I_{NT} \quad (3.2)$$

Pod navedenim pretpostavkama, konzistentne i efikasne ocene regresionih parametara modela (3.1) dobijaju se primenom metoda uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške (*Random Effects Generalized Least Squares method* -REGLS). Međutim, kako komponente varijanse slučajne greške v_{ijt} (σ_{μ}^2 , σ_{λ}^2 i σ_u^2) u praksi nisu poznate, neophodna je primena dvostepene procedure ovog metoda, koja se sastoji u: 1) ocenjivanju nepoznatih komponenata varijanse slučajne greške, odnosno ocenjivanju matrice (3.2),⁹ i 2) primeni REGLS metoda na model u kome umesto nepoznatih komponenata varijanse slučajne greške figurišu njihove ocene.

Alternativna specifikacija gravitacionog modela panela je oblika:

$$X_{ijt} = \alpha_{ijt} Y_{it}^{\beta_1} L_{it}^{\beta_2} Y_{jt}^{\beta_3} L_{jt}^{\beta_4} D_{ij}^{\beta_5} A_{ij}^{\beta_6} \prod_{k=1}^K P_{kijt} e^{u_{ijt}},$$

$$\alpha_{ijt} = \alpha + \mu_{ij} + \lambda_t \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, (i-1), (i+1), \dots, N; \\ t = 1, \dots, T \end{matrix} \quad (3.3)$$

Za razliku od specifikacije (3.1), individualni i vremenski efekti u specifikaciji (3.3) direktno su uključeni u model kao fiksni parametri, i to preko varijabilnih slobodnih članova α_{ijt} . Preciznije, pored zajedničke konstante α , u model (3.3) uključene su i veštačke promenljive za individualne i vremenske efekte. Dakle,

7 Zbog ove pretpostavke, primena metoda običnih najmanjih kvadrata na panele (*Pooled Ordinary Least Squares Method*-POLS) stvara pristrasne ocene regresionih parametara, pa je njegova upotreba u ocenjivanju modela panela sa komponentama greške nesvrshodna.

8 I_N i I_T su jedinične matrice reda N , odnosno T , respektivno. j_T je jedinični vektor ($T \times 1$), a j_N jedinični vektor ($N \times 1$).

9 O metodama ocenjivanja nepoznatih komponenata rezidualne varijanse modela panela videti na primer u Matyas, L. i Sevestre P., 1996, ili u Baltagi, B. 2001.

individualni i vremenski efekti, odnosno uticaj iz modela izostavljenih promenljivih na razlike bilateralnoj razmeni kroz jedinice posmatranja (zemlje) i kroz vreme, obuhvaćeni su odstupanjima od zajedničke konstante α .

Zbog fiksnog karaktera individualnih i vremenskih efekata, model (3.3) naziva se model fiksnih efekata (*Fixed Effects Model*). Ovaj model se zasniva na standardnim pretpostavkama da slučajna greška u_{ijt} ima normalnu raspodelu sa nul-tom srednjom vrednošću i konstantnom varijansom, a da su objašnjavajuće promenljive nestohastičke i nezavisne od greške. Pod tim uslovima, model fiksnih efekata (3.3) se ocenjuje primenom metoda običnih najmanjih kvadrata za panele (*Pooled OLS*), pri čemu su vrednosti promenljivih u modelu transformisane, odnosno centrirane u vidu odstupanja od individualnog i (ili) vremenskog proseka. Na primer, centrirana ij -ta vrednost zavisne promenljive u t -tom periodu u gravitacionom modelu (X_{ijt} -izvoz iz zemlje i u zemlju j u periodu t) sledećeg je izgleda:

$$\tilde{X}_{ijt} = (X_{ijt} - \bar{X}_{ij} - \bar{X}_t + \bar{X}) \quad (3.4)$$

i individualni, vremenski i ukupni prosek za ceo panel (*overall average*):

$$\bar{X}_{ij} = \sum_{t=1}^T \frac{X_{ijt}}{T}, \quad \bar{X}_t = \sum_{ij=1}^{N(N-1)} \frac{X_{ijt}}{N(N-1)} \quad \text{i} \quad \bar{X} = \sum_{ij=1}^{N(N-1)} \sum_{t=1}^T \frac{X_{ijt}}{N(N-1)T} \quad (3.5)$$

Postupak ocenjivanja transformisanog modela fiksnih efekata POLS metodom naziva se kovarijacioni metod (*covariance method*). Navedena transformacija je od značaja, jer ocenjivanje tako transformisanog modela zahteva samo inverziju matrice objašnjavajućih promenljivih reda $(K-1)$, budući da se takvom transformacijom eliminišu i individualni, i vremenski efekti. Ako, međutim, analiza ima za cilj da se i ti efekti ocene, tada je neophodna primena POLS metoda na originalni model (3.3) sa veštačkim promenljivim za individualne i vremenske efekte, što zahteva inverziju matrice objašnjavajućih promenljivih znatno većeg reda $(N(N-1) + (T-1) + (K-1))$.

Iz (3.4) sledi da ocene regresionih parametara po kovarijacionom metodu ne uzimaju u obzir varijacije između jedinica posmatranja (*between group variations*), već samo varijacije unutar jedinica posmatranja (*within group variations*), što znači da ne koriste potpunu informaciju iz uzorka. Stoga se ocene regresionih parametara po ovom metodu često zovu i kovarijacione ocene (*covariance estimates*), ili ocene „unutar grupe“ (*within group estimates*) (Maddala, 1993.; Wool-

dridge, 2002.).¹⁰ Osim toga, upotrebom kovarijacionog metoda na gravitacioni model (3.3) ne mogu se identifikovati uticaji važnih individualnih objašnjavajućih promenljivih, kao što je na primer distanca. To je zato što se pored individualnih efekata μ_{ij} , transformacijom (3.4) eliminišu i efekti individualnih objašnjavajućih promenljivih.¹¹

3.1 GLAVNI PROBLEMI U OCENJIVANJU GRAVITACIONOG MODELA SA KOMPONENTAMA SLUČAJNE GREŠKE

Ocenjivanje gravitacionog modela na podacima panela otvara pitanje da li efekte μ_{ij} i λ_t tretirati kao fiksne parametre, kada se eksplicitno uključuju u model, ili kao stohastičke promenljive kada su deo slučajne greške. Preciznije, postavlja se pitanje izbora između specifikacija slučajnih efekata (3.1) i fiksnih efekata (3.3).¹²

U novijoj literaturi ekonometrije panela, smatra se da su efekti μ_{ij} i λ_t po svojoj prirodi stohastičkog karaktera, s obzirom da obuhvataju uticaje promenljivih koje ne figurišu u modelu kao objašnjavajuće, i stoga su deo slučajne greške (Wooldridge, 2002.). Ključni problem u ocenjivanju stohastičke specifikacije panel modela odnosi se na pretpostavku o nepostojanju korelacije između tih efekata sa objašnjavajućim promenljivim (Wooldridge, 2002.; Verbeek, 2003.). Zbog toga danas pojam stohastičkih efekata predstavlja sinonim za nepostojanje korelacije između individualnih efekata i objašnjavajuće promenljive.

Zbog specifičnosti podataka panela da sadrže veliki broj jedinica posmatranja i relativno kratku vremensku seriju, vremenski efekti u modelu panela se najčešće uzimaju kao fiksni, što omogućava da se preko vremenskih veštačkih promenljivih ocene promene tokom vremena. S druge strane, priroda individualnih efekata (fiksna ili stohastička) posebno se testira Hausmanovim testom ili F testom na bazi Mundlakovog kriterijuma izbora (Maddala G.H., 1993.).¹³ Od re-

10 U slučaju da su narušene polazne pretpostavke o homoskedastičnosti i međusobnoj nezavisnosti grešaka, za ocenjivanje regresionih parametara se, umesto kovarijacionog metoda, koristi GLS metod fiksnih efekata (*Fixed Effects Generalised Least Squares Method*- FEGLS; Wooldridge, 2002.)

11 O načinima rešavanja ovog problema u okviru fiksne specifikacije, videti u Matyas, L., 1998.

12 U opštem slučaju, model fiksnih efekata se koristi kada se zaključivanje ograničava na specifičan skup od nekoliko jedinica ili grupa posmatranja, odnosno ako se promene strukture mogu predstaviti kao pomaci funkcije među grupama. Obrnuto, kada su jedinice slučajnim putem izvučene iz veće populacije koristi se model slučajnih efekata (Matyas, L. i P. Sevestre, 1996.).

13 Generalno, testiranje hipoteze o postojanju individualnih i vremenskih efekata sprovodi se korišćenjem standardnih testova za panele, kao što su F test, modifikovani Breusch-Paganov test, Honda test, King-Wu test, LR test količnika verodostojnosti. Detaljnije o ovim testovima videti, na primer, u Baltagi B.H., 2001.

zultata ovih testova zavisice izbor između modela fiksnih i stohastičkih efekata (modela sa komponentama greške). Polazna logika pomenutih testova je sledeća: razlika između ocena regresionih parametara dva modela neće biti statistički značajna ako je specifikacija modela sa komponentama greške tačna, a tada će i ocene parametara modela sa komponentama greške biti efikasne. Greška specifikacije modela sa komponentama greške se vezuje za problem jednostruke endogenosti, odnosno za kritičnu i u praksi često narušenu pretpostavku o nepostojanju korelacije između objašnjavajuće promenljive i individualnih efekata, kao komponente greške.

Jednostruka endogenost objašnjavajuće promenljive

Specifičnost problema endogenosti u modelima panela proizilazi iz strukture slučajne greške modela (3.1), te se endogenost može analizirati kao jednostruka, ili kao dvostruka. Drugim rečima, problem endogenosti regresora, odnosno korelisanost objašnjavajuće promenljive sa slučajnom greškom može razmatrati preko korelisanosti sa sastavnim komponentama: individualnim efektima μ_{ij} i ostatkom slučajne greške u_{ijt} . Shodno tome, objašnjavajuće promenljive u gravitacionom modelu možemo svrstati u sledeće grupe (Cornwell, Schmidt i Wyhowki, 1992.):

- 1) dvostruko egzogene promenljive X_{1ijt} nekorelisane ni sa jednom komponentom slučajne greške (obuhvaćene su matricom X_1 dimenzije $N(N-1)T \times k_1$),
- 2) dvostruko egzogene individualne promenljive Z_{1ijt} obuhvaćene matricom Z_1 dimenzije $N(N-1)T \times g_1$;
- 3) jednostruko endogene (ili jednostruko egzogene) promenljive X_{2ijt} korelisane sa efektima μ_{ij} , ali ne i sa ostatkom greške u_{ijt} (matrica X_2 , dimenzije $N(N-1)T \times k_2$); i
- 4) jednostruko endogene individualne promenljive Z_{2ijt} korelisane sa efektima μ_{ij} , ali ne i sa ostatkom greške u_{ijt} (matrica Z_2 , dimenzije $N(N-1)T \times g_2$).

Testiranje jednostruke endogenosti regresora, korelisanih sa individualnim efektima u modelu slučajnih efekata, odnosno modelu sa komponentama slučajne greške, sprovodi se Hausman-ovim testom specifikacije. Zasniva se na razlici između ocena regresionih parametara modela fiksnih i slučajnih efekata ($\hat{q} = \hat{a}_{FE} - \hat{a}_{REGLS}$), što uz ispunjenost ostalih polaznih pretpostavki, opredeljuje izbor modela:¹⁴

14 O ovom testu detaljnije u Ahn, S.C. i S. Low, 1996. ili npr. u Baltagi B.H., 2001.

$$\hat{m} = \hat{q}'[\text{var}(\hat{a}_{FE}) - \text{var}(\hat{a}_{REGLS})]\hat{q} \quad (3.6)$$

Ako razlika između ocena dva modela nije signifikantna (nulta hipoteza se ne odbacuje), problem jednostruke endogenosti ne postoji, te su i ocene modela slučajnih efekata efikasne (\hat{a}_{REGLS}) u odnosu na model fiksnih efekata (\hat{a}_{FE}). Odbacivanje nulte hipoteze, odnosno signifikantna razlika u ocenama dva modela, indikator je nekonzistentnosti ocena \hat{a}_{REGLS} u modelu sa komponentama slučajne greške, odnosno greške specifikacije, najčešće nastale zbog prisustva jednostruko endogenih regresora. Tada kovarijacione ocene modela fiksnih efekata \hat{a}_{FE} ostaju konzistentne. To međutim, nije konačan izbor, jer pored individualnih efekata slučajna greška sadrži i komponentu ostatka, sa kojom regresori takođe mogu biti korelisani.

Korelisanost pojedinih objašnjavajućih promenljivih sa individualnim efektima, kao komponentom slučajne greške, najčešći je uzročnik nekonzistentnih ocena regresionih parametara u gravitacionom modelu sa stohastičkim efektima (3.1). Posledica toga su sistematske razlike između ostvarenog i potencijalnog nivoa bilateralne razmene (Egger P. 2002.; Egger i Pfaffermayr, 2003.). U praksi je tada najčešće izbor na modelu fiksnih efekata sa konzistentnim ocenama regresionih parametara. Međutim, kao što je već pomenuto, primenom kovarijacionog metoda na model fiksnih efekata u analizi spoljnotrgovinske gravitacije, ne mogu se oceniti efekti važnih objašnjavajućih individualno promenljivih. Da bi se dobile konzistentne ocene regresionih parametara uz sve objašnjavajuće promenljive, uključujući i individualne promenljive, i u isto vreme rešio problem endogenih regresora, gravitacioni model sa komponentama slučajne greške (3.1) se alternativno može oceniti jednim od metoda instrumentalnih promenljivih za panele: Hausman-Taylor (*HT*), Amemiya-MaCurdy (*AM*) ili Breusch-Mizon-Schmidt metod (*BMS*); (Maddala, G.S., 1993.; Matyas, L. i P. Sevestre, 1996.).

U slučaju *HT* metoda¹⁵ (Hausman J.A. i W.E. Taylor, 1981.), suština ocenivanja je u primeni dvostepenog metoda najmanjih kvadrata (*Two Stage Least Square estimate-2SLS*) sa skupom instrumentalnih promenljivih $A_{HT} = [\tilde{X}_{1ijt}; \tilde{X}_{2ijt}; \bar{X}_{1ij}; Z_{1j}]$, na transformisani model (3.1) sledećeg oblika:

$$\hat{\Omega}^{-1/2} y_{ijt} = \hat{\Omega}^{-1/2} X_{ijt} \beta + \hat{\Omega}^{-1/2} Z_{ij} \gamma + \hat{\Omega}^{-1/2} v_{ijt} \quad (3.7)$$

15 U empirijskim istraživanjima se najčešće koristi *HT* metod, i pored toga što su ocene po *AM* i *BMS* metodima instrumentalnih promenljivih efikasnije u poređenju sa *HT* ocenama. Razlog je u tome što se druga dva metoda zasnivaju na znatno strožim pretpostavkama o egzogenosti, koje su u praksi retko ispunjene (Maddala, G.S., 1993.).

gde je $\hat{\Omega}^{-1/2}$ inverzna matrica dobijena na bazi (3.2).¹⁶

Zavisna promenljiva $\hat{\Omega}^{-1/2} y_{ijt}$ sadrži element $[y_{ijt} - (1 - \sqrt{\hat{\theta}})\bar{y}_{ij}]$, a isto važi i za objašnjavajuće promenljive $\hat{\Omega}^{-1/2} X_{ijt}$ i $\hat{\Omega}^{-1/2} Z_{ij}$. Ocena pondera je $\hat{\theta} = \frac{\hat{\sigma}_u^2}{T\hat{\sigma}_\mu^2 + \hat{\sigma}_u^2}$, čija se komponenta $\hat{\sigma}_u^2$ dobija na bazi kovarijacionih reziduala, dok se komponenta $\hat{\sigma}_\mu^2 = T\hat{\sigma}_\mu^2 + \hat{\sigma}_u^2$ dobija iz 2SLS regresije individualnih proseka reziduala \hat{d}_{ij} na promenljive Z_{ij} sa skupom instrumenata X_p , odnosno:

$$\hat{d}_i = \bar{y}_{ij} - \bar{X}_{ij}\beta_{FE} = Z_{ij}\gamma + \mu_{ij} + \bar{u}_{ij} \quad (3.8)$$

Karakteristika podataka panela da variraju po dve dimenzije čini specifičnim HT skup instrumentalnih promenljivih $A_{HT} = [\tilde{X}_{1ijt}; \tilde{X}_{2ijt}; \bar{X}_{1ij}; Z_i]$. Naime, za razliku od klasične regresije u kojoj instrumentalne promenljive potiču izvan modela, u modelima panela se koriste objašnjavajuće promenljive iz samog modela nekorelisane sa efektima μ_{ij} (X_1 i Z_1), kao instrumenti za one promenljive koje su sa tim efektima korelisane (X_2 i Z_2). Na primer, promenljive X_i se koriste kao instrumentalne promenljive: 1) u vidu odstupanja od individualnih proseka, $\tilde{X}_{1ijt} = (X_{1ijt} - \bar{X}_{1ij})$, i 2) u vidu individualnih proseka \bar{X}_{1ij} (Hausman i Taylor, 1981.).

Koje će konkretno objašnjavajuće promenljive činiti skup instrumentalnih promenljivih, utvrđuje se dodatnim testiranjem Hausman-Taylor-ovim (HT) testom identifikacije (Maddala, G.S., 1993.). U praksi se, najčešće, prvo definiše nekoliko alternativnih skupova objašnjavajućih promenljivih (X_p , X_2 , Z_1 i Z_2), zatim se HT metodom ocenjuju alternativne regresije i na kraju, HT testom identifikacije utvrđuje se koji je od skupova promenljivih najpogodnije koristiti kao skup instrumenata (Egger P., 2002.). Statistika HT testa identifikacije je sledećeg oblika:

$$\hat{m}_{HT} = \hat{q}'_1 [\text{var}(\hat{a}_{FE}) - \text{var}(\hat{a}_{HT})] \hat{q}_1 \quad (3.9)$$

Nulta hipoteza se definiše na sledeći način:

$$p \lim_{N(N-1) \rightarrow \infty} \frac{1}{N(N-1)} \bar{X}'_{1ij} \hat{a}_{ij} = 0; \quad p \lim_{N(N-1) \rightarrow \infty} \frac{1}{N(N-1)} Z'_1 \hat{a}_{ij} = 0 \quad (3.10)$$

16 Transformacija (3.7) je sastavni deo standardne procedure ocenjivanja modela (3.1) REGLS metodom, s obzirom na specifičnu strukturu kovarijantne matrice slučajne greške v_{ijt} u modelima panela. Ova transformacija modela (3.1) matricom $\hat{\Omega}^{-1/2}$ je neophodna da bi se dobila kovarijantna matrica jednaka skalaru ($\sigma^2 I$).

Ako se nulta hipoteza u postupku testiranja ne odbaci, to znači da razlika između ocena modela fiksnih efekata po kovarijacionom metodu i modela stohastičkih efekata po HT metodu ($\hat{q}_1 = \hat{a}_{FE} - \hat{a}_{HT}$) nije statistički značajna, odnosno $p \lim \hat{\beta}_{FE} = p \lim \hat{\beta}_{HT}$. To znači da je izabrani skup instrumenata A_{HT} validan, u smislu da se HT metodom dobijaju asimptotski efikasne ocene ($\hat{\beta}_{HT}$ i $\hat{\gamma}_{HT}$). Drugim rečima, ocena $\hat{\beta}_{HT}$ je konzistentna, kao i ocena $\hat{\beta}_{FE}$, ali njena varijansa sa rastom uzorka (kada samo $N \rightarrow \infty$) brže teži nuli od varijanse ocene $\hat{\beta}_{FE}$.

Prednost korišćenja HT metoda u ocenjivanju gravitacionog modela panela ogleda se u dve činjenice: (1) za razliku od standardnog REGLS metoda, uzima u obzir korelaciju objašnjavajućih promenljivih i individualne komponente slučajne greške; i (2) za razliku od kovarijacionih ocena $\hat{\beta}_{FE}$ modela fiksnih efekata, HT metodom mogu se oceniti i efekti objašnjavajućih individualno promenljivih Z_{ij} (ocene regresionih parametara).

Simultana međuzavisnost između zavisne i objašnjavajuće promenljive u modelu panela - korelisanost regresora i ostatka slučajne greške

Gravitacioni model, u svojoj osnovnoj formi, nije pogodan za istraživanje dugoročne tendencije razmene, jer obuhvata samo uticaj koji GDP kao regresor ima na bilateralnu razmenu (zavisna promenljiva), ali ne i obrnuto – uticaj izvožno-uvoznih tokova na GDP. Stoga se, prirodno, postavlja pitanje o postojanju simultane međuzavisnosti između GDP-a, kao pokazatelja ponude (tražnje) zemlje izvoznika (uvoznika), i zavisne promenljive gravitacionog modela panela (izvoza, odnosno uvoza). Ovo pitanje je u direktnoj vezi sa pitanjem važenja jedne od polaznih pretpostavki modela panela o nekorelisanosti regresora i ostatka slučajne greške *uijt*.

Budući da bi u uslovima simultane međuzavisnosti ocene regresionih parametara gravitacionog modela po standardnom REGLS metodu postale pristrasne i nekonzistentne, narušenost pomenute pretpostavke nameće upotrebu panel modela simultanih jednačina (Baltagi, B.H. i Y.J. Chang, 2000.; Krishnakumar J. i E. Ronchetti, 2000.). U dosadašnjoj ekonometrijskoj literaturi koja se bavi gravitacionim modelom, analiziran samo problem jednostruke endogenosti u smislu korelisanosti objašnjavajuće promenljive sa bilateralnim efektima μ_{ij} (Egger, P., 2002.). Međutim, nije se posebno razmatrala, niti empirijski analizirala specifikacija kada postoji korelacija regresora sa ostatkom *uijt*, niti kada su regresori korelisani sa obe komponente slučajne greške (dvostruka endogenost). Dvostruka endogenost regresora predstavlja korelisanost objašnjavajuće promenljive kako sa individualnim efektima, tako i sa ostatkom slučajne greške *uit*. Prisustvo dvostruko endogenih objašnjavajućih promenljivih zahteva posebne metode

ocenjivanja gravitacionog panel modela simultanih jednačina (Cornwell, Schmidt i Wyhowski, 1992.; Baltagi, B. i Chang, 2000.).

Najpre, kada model panela sadrži regresore korelisane sa ostatkom slučajne greške u_{ijt} , ocenjuje se klasičan model simultanih jednačina sa komponentama slučajne greške (*Simultaneous Equations with Error Components*). Pojedinačna strukturna jednačina tog modela ocenjuje se dvostepenim metodom najmanjih kvadrata sa komponentama slučajne greške (*Error Components Two Stage Least Squares Estimate-EC2SLS*; Baltagi, B. 2001.), ili metodom uopštenih dvostepenih najmanjih kvadrata (*Generalized Two Stage Least Squares Estimate -G2SLS*; Matyas, L. i P. Sevestre, 1996.; Krishnakumar, J. i E. Ronchetti, 2000.). Pojedinačna m -ta strukturna jednačina, u sistemu od M jednačina, je oblika:

$$y_m = Y_m \delta_m + X_m \beta_m + v_m = R_m \xi_m + v_m \tag{3.11}$$

gde je $R_m = [Y_m, X_m]$ i $\xi_m' = [\delta_m', \beta_m']$. Y_m čini skup endogenih promenljivih, a X_m skup dvostruko egzogenih promenljivih u m -toj strukturnoj jednačini. Suština EC2SLS metoda je u sledećem: množenjem polaznog modela (3.11) kovarijantnom matricom slučajne greške v_m :¹⁷

$$\Omega_{mm}^{-1/2} = (W_n / \sigma_{u_{mm}}) + (\bar{B}_n / \sigma_{1_{mm}}) \tag{3.12}$$

dobija se transformisani model:

$$\Omega_{mm}^{-1/2} y_m = \Omega_{mm}^{-1/2} R_m \xi_m + \Omega_{mm}^{-1/2} v_m \tag{3.13}$$

Ocena po EC2SLS metodu (Baltagi B. i Y. Chang, 2000.; Baltagi, B., 2001.) dobija se primenom 2SLS metoda na model (3.13) sa skupom instrumentalnih promenljivih $A = [WnX, \bar{B}nX] = [\tilde{X}, \bar{X}]$:

$$\beta_{m,2SLS} = \left[\frac{\tilde{R}_m P_{\tilde{X}} \tilde{R}_m}{\sigma_{ummm}^2} + \frac{\bar{R}_m P_{\bar{X}} \bar{R}_m}{\sigma_{1,mmm}^2} \right]^{-1} \left[\frac{\tilde{R}_m P_{\tilde{X}} \tilde{y}_m}{\sigma_{ummm}^2} + \frac{\bar{R}_m P_{\bar{X}} \bar{y}_m}{\sigma_{1,mmm}^2} \right] \tag{3.14}$$

gde je $P_{\tilde{X}} + P_{\bar{X}} = P_A$ i matrica $P_A = A(A' A)^{-1} A'$.¹⁸

17 Element matrice $\bar{B}_n = [I_N \otimes \frac{j_T j_T'}{T}]$ predstavlja prosek ij -te jedinice posmatranja u T perioda. Matrica $W_n = I_{NT} - [I_N \otimes \frac{j_T j_T'}{T}] = I_{NT}$ u izrazu (3.12) je matrica čiji element predstavlja odstupanje od individualnog proseka ij -te jedinice posmatranja za T vremenskih perioda.

18 Budući da kovarijantna matrica, tj. komponente varijanse slučajne greške (v) u strukturnoj jednačini u praksi nisu poznate, prethodno je potrebno dobiti konzistentne ocene ovih komponenata. O metodama ocenjivanja ovih komponenata videti, na primer, u Matyas, L. i P. Sevestre, 1996.

Alternativni metod uopštenih dvostepenih najmanjih kvadrata G2SLS (Krisnakuvar, J. i E. Ronchetti, 2000.) u ocenjivanju modela (3.13) koristi skup instrumentalnih promenljivih $X^* = \Omega_{mm}^{-1/2} X$ i daje sledeću Balestra-Krisnakuvar ocenu:

$$\beta_{m,G2SLS} = [R_m' \Omega_{mm}^{-1} X (X' \Omega_{mm}^{-1} X)^{-1} X' \Omega_{mm}^{-1} R_m]^{-1} \times R_m' \Omega_{mm}^{-1} X (X' \Omega_{mm}^{-1} X)^{-1} X' \Omega_{mm}^{-1} y_m \quad (3.15)$$

Cornwell, Schmidt i Wyhowski (1992.) proširili su specifikaciju simultanih jednačina na slučaj kada pored objašnjavajućih promenljivih korelisanih sa ostatkom slučajne greške u_{ijt} , postoje i one koje su korelisane sa efektima μ_{ij} . Polazni model je m -ta strukturna jednačina oblika:

$$y_m = Y_m \delta_m + X_m \beta_m + Z_m \gamma_m + v_m = R_m \zeta_m + v_m \quad (3.16)$$

gde je $R_m = [Y_m, X_m, Z_m]$; $\zeta_m = [\delta_m, \beta_m, \gamma_m]$ slučajna greška v_m sadrži dve komponente: individualne efekte i ostatak greške. Model (3.16) pored endogenih promenljivih Y_m i objašnjavajućih promenljivih X_m , čije vrednosti variraju po obe dimenzije ij i t , sadrži i individualne promenljive Z_m , koje variraju samo po jedinicama posmatranja. Polazeći od podele objašnjavajućih promenljivih na dvostruko egzogene, jednostruko endogene i endogene promenljive korelisane sa ostatkom slučajne greške uit (Cornwell C., P. Schmidt i A. Wyhowski, 1992.), skupovi promenljivih X i Z u sistemu jednačina podeljeni su u dva podskupa: $X = [X(1); X(2)]$ i $Z = [Z(1); Z(2)]$. Skup promenljivih sa indeksom (1) obuhvata sve dvostruko egzogene promenljive u sistemu od M jednačina, dok indeks (2) označava sve jednostruko endogene promenljive u sistemu, korelisane samo sa komponentom individualnih efekata. Strukturna jednačina (3.16) se ocenjuje primenom Hausman-Taylor-ovog 2SLS metoda (HT -2SLS) sa skupom instrumentalnih promenljivih $A_{HT} = [WnX, \bar{B}nB_{HT}]$ na transformisanu jednačinu:

$$\Omega_{mm}^{-1/2} y_m = \Omega_{mm}^{-1/2} Y_m \delta_m + \Omega_{mm}^{-1/2} X_m \beta_m + \Omega_{mm}^{-1/2} Z_m \gamma_m + \Omega_{mm}^{-1/2} v_m \quad (3.17)$$

i gde je matrica $B_{HT} = [X_{(1)}; Z_{(1)}]$, a matrica $\bar{B}nB_{HT}$ kao instrumentalne promenljive sadrži individualne proseke svih dvostruko egzogenih promenljivih u sistemu.¹⁹ Međutim, u slučaju dvostruke endogenosti, kada je u modelu jedna ista objašnjavajuća promenljiva korelisana sa obe komponente slučajne greške (μ_{ij} i u_{ijt}), skup instrumentalnih promenljivih A_{HT} mora se proširiti dodatnom

19 U slučaju kada nema jednostruko endogenih promenljivih korelisanih sa individualnim efektima, tada je $A_{HT} = A$, odnosno ocena po HT -2SLS metodu se svodi na ocenu po $EC2SLS$ (3.14).

instrumentalnom promenljivoj R_1 , koja će zameniti potencijalno dvostruko endogenu objašnjavajuću promenljivu:

$$A_{HT} = [WnX, \bar{B}nB_{HT}, R_1] = [\tilde{X}_{(1)}; \tilde{X}_{(2)}; \bar{X}_{(1)}; Z_{(1)}; R_1]$$

Izbor instrumentalne promenljive R_1 zavisi od toga da li je narušena jedna od pretpostavki modela panela po kojoj su slučajne greške nekorelisane kroz vreme. Ako ne postoji autokorelacija ostatka slučajne greške $uijt$, kao instrument za dvostruko endogenu promenljivu (Y_{ijt}) može se koristiti ta promenljiva sa dočnjom od jednog perioda (Y_{ijt-1}). Ako, međutim, autokorelacija postoji, za dobijanje instrumentalne promenljive R_1 mogu se preduzeti alternativni metodi grupisanja opservacija dvostruko endogene objašnjavajuće promenljive (Krishnakumar, J., 2002.).

Testiranje dvostruke endogenosti zasniva se na dva oblika HT statistike testa. Prvi oblik:

$$\hat{m}_s = \hat{q}_s' [var(\hat{a}_{REGLS}) - var(\hat{a}_{EC2SLS})] \hat{q}_s \quad (3.18)$$

koristi se, ako je prethodno, Hausman-ovim testom, utvrđeno da ne postoji korelisanost regresora i individualnih (bilateralnih) efekata μ_{ij} kao komponente slučajne greške $vijt$. Drugim rečima, tada problem dvostruke endogenosti ne postoji, pa u nastavku testiramo korelacionu vezu između istog regresora i ostatka slučajne greške $uijt$. Pomoću statistike HT testa (3.18) u stvari se testira signifikantnost razlike $\hat{q}_s = \hat{a}_{REGLS} - \hat{a}_{EC2SLS}$ između ocena po REGLS metodu i ocena po G2SLS (ili EC2SLS) metodu. Ako simultanost ne postoji, uz ispunjenost ostalih polaznih pretpostavki, ocene REGLS su nepristrasne i konzistentne, dok su ocene po G2SLS metodu asimptotski efikasne ako simultanost postoji. Dakle, odbacivanje nulte hipoteze (signifikantna razlika u ocenama dva modela), indikator je simultane veze između zavisne i objašnjavajuće promenljive, odnosno korelisanosti objašnjavajuće promenljive i ostatka slučajne greške.

Drugi oblik HT statistike testa je:

$$\hat{m}_d = \hat{q}_d' [var(\hat{a}_{FE}) - var(\hat{a}_{HT-2SLS})] \hat{q}_d \quad (3.19)$$

Ako je prethodno Hausman-ovim testom utvrđeno da je objašnjavajuća promenljiva jednostruko endogena (korelisana sa efektima μ_{ij}), u nastavku se na bazi statistike testa (3.19), ispituje da li je ova promenljiva korelisana i sa drugom komponentom, ostatkom u_{ijt} . Tada se, u stvari, testira dvostruka endogenost regresora na osnovu razlike između ocena parametara panel modela simultanih jednačina po metodu HT-2SLS i kovarijacionih ocena fiksnih efekata.

Autokorelacija u panelu

Prisustvo autokorelacije i u modelima panela uzrokuje neefikasne ocene regresionih parametara, pa je na osnovu njih i predviđanje potencijala razmene neprecizno. Dakle, autokorelacija u panelu je sledeći mogući uzrok sistematskih razlika između stvarnih i potencijalnih trgovinskih bilateralnih tokova (Egger, P. 2002.). Naime, budući da su podaci panela kombinacija uporednih podataka i podataka vremenskih serija, deo slučajne greške koji varira i kroz vreme (ostatak u_{ijt}) može biti autokorelisan. Gravitacioni model sa komponentama slučajne greške (3.1), međutim, polazi od pretpostavke da autokorelacija ostatka u_{ijt} ne postoji. Preciznije, jedna od pretpostavki modela (3.1) jeste da jedina korelacija kroz vreme postoji između grešaka iste jedinice posmatranja u različitim vremenskim periodima i da je ona konstantna, odnosno ne jenjava tokom vremena ($\tilde{\eta} = \hat{\sigma}_i^2 / (\hat{\sigma}_i^2 + \hat{\sigma}_u^2)$) za $i = j$; $t \neq s$). Kada je pretpostavka o nepostojanju autokorelacije narušena, uobičajeni postupak ocenjivanja modela (3.1) REGLS metodom daje konzistentne, ali neefikasne ocene regresionih parametara. Problem se otkriva standardnim testovima autokorelacije za panele, kao što su Baltagi-Li LM testovi,²⁰ ili BFN Durbin-Watson-ov test modifikovan za panele (BFN-DW test prema autorima: Bhargava, A., L. Franzini i W. Narendranathan, 1982.). LM statistike zasnivaju se na rezidualima modela sa komponentama slučajne greške (3.1) ocenjenog REGLS metodom, dok je BFN-DW statistika zasnovana na rezidualima modela fiksnih efekata po kovarijacionom metodu:

$$BFN = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\tilde{u}_{it} - \tilde{u}_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \tilde{u}_{it}^2} \quad (3.20)$$

Ako autokorelacija postoji, preduzimaju se korektivne mere putem transformacije polaznog modela (3.1) sa ciljem dobijanja neautokorelisanog ostatka slučajne greške, u_{ijt} .²¹ Ako je, recimo, ostatak slučajne greške autokorelisan po šemi prvog reda ($u_{ijt} = \rho u_{ij,t-1} + \varepsilon_{ijt}$, $|\rho| < 1$, $\varepsilon_{ijt} \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$), model (3.1) se transformiše Prais-Winsten-ovom transformacijom:

$$C = \begin{pmatrix} (1 - \tilde{\eta}^2)^{1/2} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ -\tilde{\eta} & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & -\tilde{\eta} & 1 \end{pmatrix} \quad (3.21)$$

20 Detaljniji pregled ovih testova autokorelacije i osobina odgovarajućih statistika dat je u Baltagi, B. i P.X. Wu, 1999. i u Baltagi B.H., 2001.

21 Primena transformacije podrazumeva da su svi izvori "lažne" autokorelacije eliminisani, kada možemo prihvatiti pretpostavku da su greške vremenski zavisne.

Ovu transformaciju u panelu potrebno je sprovesti za svaku od ukupno $N(N-1)$ jedinica posmatranja. Transformisani model dobija se oduzimanjem od originalnog modela (3.1) u periodu t , modela u periodu $t-1$ pomnoženog sa ρ .²² U nastavku prikazujemo empirijske rezultate testiranja i ocenjivanja gravitacionog modela panela u uslovima neispunjenja razmatranih pretpostavki.

4. EMPIRIJSKI REZULTATI

Imajući u vidu ograničenja ekstrapolacije potencijala bilateralne razmene na bazi gravitacionog modela koji se ocenjuje na podacima razvijenih ekonomija, uzorak u ovom radu obuhvata podatke svih zemalja za koje se vrši procena potencijala bilateralne razmene, a ne samo razvijene ekonomije. Uzorak sadrži 930 trgovinskih bilateralnih tokova u periodu od 1996-2001. ($N(N-1)=930$, $T=6$, što ukupno čini 5580 panel opservacija).²³

Ocenjene su dve polazne specifikacije modela panela: model fiksnih (FE) i model slučajnih efekata (RE), to jest model sa komponentama slučajne greške. U sledećoj tabeli 1. dati su rezultati ocenjivanja: model FE ocenjen je kovarijacionim metodom, a model RE standardnim REGLS metodom. Sva ocenjivanja i testiranja hipoteza sprovedena su upotrebom statističkog softvera Stata S/E, verzija 8.0 (Stata SE/8.0 for Windows, Statistics/Data Analysis, StataCorp, Texas, USA, 2003.).

22 Vrednost parametra r u praksi nije poznata. Postoji više metoda za njegovo ocenjivanje, a najčešće korišćeni zasniva se na regresiji reziduala na sopstvenu prethodnu vrednost.

23 Posmatrane zemlje su: Austrija, Belgija, Danska, Finska, Francuska, Grčka, Holandija, Italija, Irska, Luksemburg, Nemačka, Portugal, Španija, Švedska, Velika Britanija (EU-15), Bugarska, Češka, Mađarska, Poljska, Rumunija, Slovačka, Slovenija (CEFTA-7), Albanija, Turska, Bosna i Hercegovina, Hrvatska, Makedonija, Rusija, Belorusija, Ukrajina, Srbija i Crna Gora. Period posmatranja određen je raspoloživošću podataka o vrednosti izvoza iz publikacije MMF-a *Direction of Trade Statistics Yearbook*; podaci o GDP preuzeti su sa sajta MMF-a (www.imf.org), podaci o broju stanovnika iz publikacije Ujedinjenih Nacija *UN Statistics*, a podaci o razdaljini između privrednih centara sa sajta www.autotransinfo.ru.

Tabela 1. Rezultati ocenjivanja modela fiksnih i stohastičkih efekata
Zavisna promenljiva: izvoz

Regresor ¹⁾	Model FE		Model RE	
	Ocena	<i>t</i> -vrednost	Ocena	<i>t</i> -vrednost
GDPimp	0,752*	12,59	0,682*	23,50
GDPexp	0,651*	10,94	0,921*	31,80
POPimp	0,450**	1,62	0,281*	7,53
POPexp	1,504*	5,38	0,167*	4,49
D _{ij} -distanca	-	-	-1,292*	-18,98
A _{ij} -granica	-	-	0,532	4,34
EU	-	-	0,882*	8,13
CEFTA	0,154**	1,76	0,234*	2,90
SEE	-	-	-0,398*	-2,08
BJR	-	-	2,531*	9,75
v97	0,104*	5,00	0,102*	4,90
v98	0,150*	7,24	0,144*	6,94
v99	0,159*	7,69	0,153*	7,36
v00	0,335*	16,01	0,340*	16,27
v01	0,360*	17,39	0,361*	17,30
Konstanta	-6,330	-5,48	5,681*	11,18
R ²	0,55		0,84	
Hausman test			98,69 (<i>p</i> =0,000)	

¹⁾ Sve promenljive su logaritmovane.* Signifikantno na nivou značajnosti od 5%; **Signifikantno na nivou značajnosti od 10%.

Pored standardnih promenljivih: GDP zemlje izvoznika i uvoznika (GDPexp, GDPimp), broj stanovnika zemlje izvoznika i uvoznika (POPexp, POPimp), distanca i granica, gravitacioni model panela obuhvata i veštačke promenljive za pripadnost ekonomskoj integraciji EU, odnosno centralno-evropskoj zoni slobodne trgovine CEFTA. Ove promenljive uzimaju vrednost 1, ako dve zemlje pripadaju istoj integraciji, a vrednost 0 ako ne pripadaju. Uključene su i veštačke promenljive za merenje efekata međusobne razmene zemalja BJR i SEE. U modelu pored konstante figuriše još pet veštačkih promenljivih za godine 1997-2001., pomoću kojih su vremenski efekti direktno uključeni u model kao fiksni parametri.²⁴

24 Klasični podaci panela poseduju veliku prostornu dimenziju *N*, a kratku vremensku dimenziju *T* od svega nekoliko godina, što je i u ovom istraživanju slučaj.

Prisustvo individualnih (bilateralnih) efekata, kao komponente slučajne greške testirano je standardnim Breusch-Pagan-ovim (BP) testom za panele i Honda testom²⁵ (rezultati su dati u tabeli 2). Na osnovu rezultata oba testa odbacuje se nulta hipoteza, odnosno utvrđuje se značajno prisustvo individualnih efekata (varijacija po zemljama). U cilju njihovog kontrolisanja, slučajnu grešku gravitacionog modela treba dekomponovati na individualne efekte i ostatak greške. Ovim testovima je, u stvari, indirektno testirana heteroskedastičnost i potvrđeno da se taj problem ni u panelu ne može u potpunosti otkloniti, ukoliko se prethodno ne izvrši dekompozicija slučajne greške.

U postupku testiranja autokorelacije ostatka greške u_{ijt} modela RE (3.1) pošli smo od najjednostavnijeg oblika autokorelacione šeme-AR(1) procesa. Za testiranje autokorelacije koristili smo BFN Durbin-Watson-ov test i uslovne Baltagi-Li LM testove autokorelacije koji uzimaju u obzir i prisustvo individualnih efekata. Rezultati testiranja dati su u tabeli 2.

Tabela 2. Rezultati testiranja prisustva individualnih efekata i autokorelacije ostatka slučajne greške u_{ijt}

Test	H_0	H_1	Vrednost statistike testa	Kritična vrednost
BP test	$\sigma_\mu^2 = 0$	$\sigma_\mu^2 \neq 0$	9612,14	$\chi^2_{(1)}=3,841$
Honda test	$\sigma_\mu^2 = 0$	$\sigma_\mu^2 > 0$	98,04	$z=1,645$
LM	$\rho = 0; \sigma_\mu > 0$	$\rho \neq 0; \sigma_\mu > 0$	582,62	$\chi^2_{(2)}=5,991$
LMs	$\rho = 0; \sigma_\mu > 0$	$\rho > 0; \sigma_\mu > 0$	24,14	$z=1,645$
BFN-DW	$\rho = 0$	$ \rho < 1$	1,3253	$d_{pD}=1,9349^*$ $d_{pG}=1,9468^*$

* Kritične vrednosti BFN-DW statistike testa date su u Bhargava, A., L. Franzini i W. Narendranathan, 1982. Za veoma veliki broj jedinica posmatranja N ove granice se ne moraju određivati, već je, recimo, za slučaj testiranja pozitivne autokorelacije dovoljno ispitati da li je izračunata vrednost BFN-DW manja od 2.

Na osnovu rezultata sva tri testa odbacuje se nulta hipoteza o nepostojanju autokorelacije. Izračunate vrednosti odgovarajućih Baltagi-Li LM statistika značajno su veće od kritičnih vrednosti i na nivou značajnosti od 1%. Pošto je izračunata vrednost BFN-DW statistike testa manja od 2, sproveden je test za pozitivnu autokorelaciju. Izračunata vrednost BFN-DW statistike manja je od kritič-

ne, donje granice d_{pD} (tabela 2) za nivo značajnosti od 5%, te odbacujemo nultu hipotezu i zaključujemo da postoji pozitivna autokorelacija prvog reda.

Zbog prisustva individualnih efekata i autokorelacije, dalju analizu - testiranje hipoteze o jednostrukoj i dvostrukoj endogenosti regresora, sprovedli smo na ocenjenom transformisanom modelu sa neautokoreliranim ostatkom slučajne greške.²⁶ Promenljive u modelu smo transformisali ocenjenom Prais-Winsten-ovom transformacionom matricom za panele (3.21), gde je vrednost $\hat{\rho} = 0,38040$. Rezultati ocenjivanja transformisane fiksne FE AR(1) i stohastičke RE AR(1) specifikacija dati su u tabeli 3.

Tabela 3. Rezultati ocenjivanja modela FE AR(1) i RE AR(1)

Regresor ¹⁾	Model FE AR(1)		Model RE AR(1)	
	Ocena	<i>t</i> -vrednost	Ocena	<i>t</i> -vrednost
GDPimp	0,557*	14,52	0,645*	24,98
GDPexp	0,886*	23,42	0,979*	38,17
POPimp	0,435*	7,57	0,325*	9,80
POPexp	0,179*	3,13	0,095*	2,88
D _{ij}	-1,552*	-14,22	-1,355*	-23,54
A _{ij}	0,578*	2,92	0,552	5,32
EU	1,465*	8,82	0,931*	9,77
CEFTA	0,123	1,12	0,272*	2,84
SEE	0,295	0,96	-0,129	-0,79
BJR	1,746*	4,18	2,316*	10,56
v97	-2,261*	-9,16	-1,760*	-13,28
v98	-3,111*	-9,15	-2,427*	-13,32
v99	-3,447*	-9,17	-2,688*	-13,36
v00	-3,396*	-8,72	-2,602*	-12,47
v01	-3,420*	-8,67	-2,621*	-12,41
Konstanta	7,158	9,61	5,642*	14,21
R ²	0,82		0,84	
Hausman test			56,15 (<i>p</i> =0,000)	

1) Sve promenljive su logaritmovane.* Signifikantno na nivou značajnosti od 5%; **Signifikantno na nivou značajnosti od 10%.

Koristeći Hausman-ov test koji se zasniva na razlici između ocena regresivnih parametara modela FE AR(1) i REAR(1), utvrđeno je da model sa slučajnim efektima RE AR(1) sadrži jednostruko endogene objašnjavajuće promenljive,

26 Autokorelacija je otklonjena u prvoj iteraciji, što je potvrdio i test za autokorelaciju sproveden na novim rezidualima.

korelisane sa individualnim efektima. Naime, izračunata vrednost Hausman-ove statistike testa iznosi 56,15 ($p=0,000$), što znači da odbacujemo nultu hipotezu o nepostojanju jednostruko endogenih regresora.

Pošto u modelima panela ne postoje formalni testovi za utvrđivanje zavisnosti regresora od ostatka greške, odnosno testovi simultanosti, korelaciju GDP i ostatka slučajne greške ispitali smo na bazi testa značajnosti ocenjenjih regresivnih parametara u regresiji apsolutnih vrednosti rezidualnog ostatka $|\hat{u}_{ijt}|$ na promenljive GDPimp i GDPexp. U tabeli 4. dati su rezultati ocenjivanja. Sudeći po dobijenim t -vrednostima i vrednosti F statistike testa, može se zaključiti da postoji zavisnost regresora GDP i rezidualnog ostatka.

Tabela 4.Zavisna promenljiva: $|\hat{u}_{ijt}|$

Regresor	Oцена	t -vrednost
GDPimp	-0,054*	-15,38
GDPexp	-0,024*	-6,73
Konstanta	0,471*	32,51

F(2; 5577)=155,40 (p -vrednost=0,000)

Za razliku od ocena RE AR(1) modela koje su u uslovima jednostruke endogenosti nekonzistentne, ocene modela FE AR(1) ostaju konzistentne. Međutim, pod uslovom da postoji zadovoljavajući skup instrumentalnih promenljivih, ocene po HT metodu su superiorne u odnosu na FE AR(1) u pogledu efikasnosti. Polazeći od prethodnih rezultata, kao i od teorijskih rezultata Hausman-Taylor-a (Hausman, Taylor, 1981.), u cilju dobijanja odgovarajuće efikasne specifikacije gravitacionog modela u odnosu na FE AR(1) model,²⁷ ocenili smo nekoliko HT AR(1) regresija sa alternativnim skupovima instrumenata $A_{HTj} = [W_n X_{(1)}; \bar{B}nX_{(1)}; WnX_{(2)}; Z_{(1)}]$ i $A_{HTd} = [WnX_{(1)}; \bar{B}nX_{(1)}; WnX_{(2)}; Z_{(1)}; R_{(1)}]$.²⁸ Da bismo utvrdili skup jednostruko i (ili) dvostruko endogenih promenljivih, primenjen je Hausman-Taylor-ov test identifikacije. U tabeli 5. dati su rezultati ocenjivanja HT AR(1) specifikacija i testiranja HT testom.

27 Odbacivanje nulte hipoteze, odnosno HT AR(1) specifikacije u korist FE AR(1) na bazi HT testa, u opštem slučaju bi značilo da je u skup instrumentalnih promenljivih pogrešno uključena i promenljiva koja je korelisana sa komponentom slučajne greške, ili je neka promenljiva pogrešno tretirana kao endogena, a u stvari je egzogena (Egger, P., 2002.).

28 Instrumentalna promenljiva R_1 ovde uzima vrednosti rednog broja opservacija GDP-a uređenih po rastućem redosledu, kao zamena za dvostruko endogenu promenljivu GDP (koefficient korelacije između GDP i te instrumentalne promenljive iznosi 0,9894).

Tabela 5. Rezultati ocenjivanja HT AR(1) specifikacije modela simultanih jednačina

Regresor ¹⁾	HTAR(1) (I)		HTAR(1) (II)		HTAR(1) (III)		HTAR(1) (IV)	
	Ocena	<i>t</i> -vredn.	Ocena	<i>t</i> -vredn.	Ocena	<i>t</i> -vredn.	Ocena	<i>t</i> -vredn.
GDPimp	0,592*	15,34	0,647*	23,19	0,645*	24,98	0,652*	22,83
GDPexp	0,923*	24,24	0,956*	34,50	0,979*	38,17	0,986*	33,88
POPimp	0,454*	7,79	0,321*	9,31	0,325*	9,80	0,352*	10,03
POPexp	0,198*	3,44	0,117*	3,41	0,095*	2,88	0,147*	4,21
D _{ij}	-1,857*	-21,96	-1,354*	-23,53	-1,355*	-23,54	-1,886*	-22,69
A _{ij}			0,551*	5,32	0,552*	5,32		
EU	1,173*	9,75	0,963*	9,67	0,931*	9,77	1,031*	10,21
CEFTA	0,199*	2,02	0,272*	2,85	0,271*	2,84	0,183*	1,96
SEE	-0,476*	-2,64	-0,153	-0,93	-0,129	-0,79	-0,404*	-2,29
BJR	2,196*	9,44	2,314*	10,55	2,316*	10,56	2,122*	9,26
v97	-2,873*	-15,23	-1,771*	-13,32	-1,781*	-13,33	-2,934*	-15,78
v98	-3,959*	-15,21	-2,441*	-13,36	-2,458*	-13,37	-4,047*	-15,80
v99	-4,383*	-15,26	-2,704*	-13,44	-2,724*	-13,40	-4,477*	-15,83
v00	-4,364*	-14,67	-2,620*	-12,51	-2,641*	-12,52	-4,457*	-15,21
v01	-4,403*	-14,60	-2,638*	-12,45	-2,661*	-12,46	-4,500*	-15,16
Konst.	9,014*	15,83	5,674*	14,25	5,642*	14,21	9,202*	16,41
R ²	0,82		0,83		0,83		0,84	
HT test (<i>p</i> -vredn.)	31,91 (0,0041)		56,61 (0,000)		56,15 (0,000)		4,80 (0,988)	
Jednostruko endogene	Distanca; POPimp; POPexp				GDPimp; ^{a)} GDPexp ^{a)}		Distanca	
Dvostruko endogene	GDPimp; GDPexp		GDPimp; GDPexp		GDPimp; GDPexp			

¹⁾ Sve promenljive su logaritmovane.* Signifikantno na nivou značajnosti od 5%; **Signifikantno na nivou značajnosti od 10%. ^{a)} GDPimp i GDPexp su jednostruko endogene u pogledu korelisanosti sa ostatkom greške u_{ijt} , ali ne i sa efektima μ_{ij} .

Polazni alternativni skupovi endogenih promenljivih su sledeći: (I) jednostruko endogene korelisane sa efektima μ_{ij} ; $X_{(2)}=[\text{POPimp}; \text{POPexp}]$ i $Z_{(2)}=[\text{distanca}]$; dvostruko endogene: $X_{(3)}=[\text{GDPimp}, \text{GDPexp}]$; (II) dvostruko endogene: $X_{(3)}=[\text{GDPimp}, \text{GDPexp}]$; (III) endogene korelisane samo sa ostatkom slučajne greške u_{ijt} ; $X_{(2)}^*=[\text{GDPimp}, \text{GDPexp}]$ i (IV) jednostruko endogena: $Z_{(2)}=[\text{distanca}]$; dvostruko endogene: $X_{(3)}=[\text{GDPimp}, \text{GDPexp}]$.

HT test sproveden je na bazi razlike između ocena FE AR(1) modela i nekoliko HT AR(1) modela simultanih jednačina sa jednostruko (i dvostruko) endogenim regresorima. U koloni (I) tabele 5 dati su rezultati ocenjivanja HT AR(1) modela u kome su promenljive: POPimp (POPexp) i distanca, uzete kao jednostruko endogene, a promenljiva GDPimp (GDPexp) kao dvostruko endogena, zbog si-

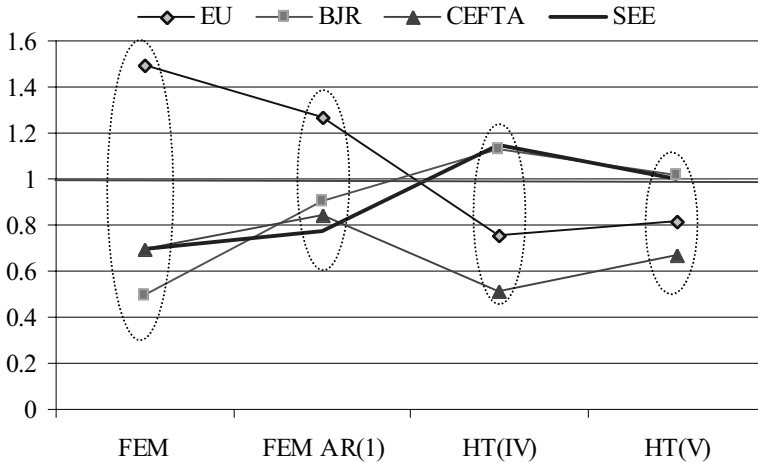
multane veze sa izvozom kao zavisnom promenljivom. U skladu sa teorijskim rezultatima (Hausman, Taylor [1981.]), skup instrumentalnih promenljivih A_{HT} za ovu specifikaciju sadrži: promenljive transformisane u vidu odstupanja od individualnih proseka $WnX_{(2)}=[\tilde{POPimp}; \tilde{POPexp}; \tilde{GDPImp}; \tilde{GDPExp}]$, $WnZ_{(2)}=[\text{distanca}]$, kao i promenljive $Z_{(1)}=[\text{granica}]$ i $R_1=[R_{imp}, R_{exp}]$. Na osnovu HT testa odbacuje se nulta hipoteza, i zaključuje da u polaznom skupu izabranih objašnjavajućih promenljivih (I) nisu sve endogene (izračunata vrednost HT statistike je 31,91; $p=0,0041$). S druge strane, kada iz polaznog skupa (I) isključimo sve jednostruko endogene, dakle, ocenjivanjem HT AR(1) (II) specifikacije u kojoj je jedino GDP promenljiva tretirana kao dvostruko endogena, vrednost HT statistike testa postaje još veća (56,61; $p=0,000$), što vodi zaključku da je bar jedna od polaznih promenljivih (I) jednostruko endogena. Kada, međutim, iz skupa endogenih promenljivih (I) u standardnom gravitacionom modelu isključimo promenljivu POPimp (POPexp), izračunata vrednost HT statistike testa značajno pada i postaje nesigifikantna ($\hat{m}_{HT} = 4,80$; $p=0,9884$). Ova vrednost dobijena je testiranjem značajnosti razlike između ocena FE AR(1) modela i HT AR(1) (IV) modela simultanih jednačina. Na taj način je, u stvari, potvrđena korelisanost distance sa individualnim efektima.²⁷

Konačno, rezultat ocenjivanja i testiranja klasičnog modela panela simultanih jednačina HT AR(1) (III), gde je uzeta u obzir samo korelacija GDP i ostatka greške, takođe potvrđuje prethodni rezultat (tabela 5). Dakle, ocene HT AR(1) (IV) specifikacije sa dvostruko endogenom promenljivom GDP i jednostruko endogenom distancom su u poređenju sa ocenama ostalih HT AR(1) specifikacija (I-III) najbliže konzistentnim ocenama FE AR(1) modela, ali su superiornije od njih sa aspekta efikasnosti.

Gravitacionim modelom HT AR(1) (IV) objašnjeno je nešto više od 80% varijacija potencijalnog izvoza na bazi faktora ponude, tražnje i ograničenja. Dejstvo ostalih faktora obuhvaćeno je odstupanjima ostvarenog od modelom ocenjenog, potencijalnog izvoza (rezidualima). Na osnovu gravitacionog modela ocenjenog različitim metodima, u nastavku smo sprovedli analizu reziduala, tj. odnosa između ostvarenog i potencijalnog izvoza svake zemlje u preostale, i u pojedine grupe zemalja. Na slici 1, na primeru odnosa stvarnog i potencijalnog izvoza SCG u pojedine grupe zemalja, mogu se sagledati razlike dobijene ocenjivanjem gravitacionog modela panela tim metodima.

27 Jednostruka endogenost promenljive distanca ukazuje na to da postoji korelisanost razdaljine između dve zemlje sa nekom od promenljivih koje nisu obuhvaćene modelom gravitacije (na primer, transportni troškovi), i kao takva je obuhvaćena komponentom slučajne greke μ_{ij} .

Slika 1. Odnos stvarnog i potencijalnog izvoza SCG u izabrane grupe zemalja
-period 1996-2001., različiti metodi ocenjivanja gravitacionog modela-



Najpre, na bazi reziduala modela FE, dobijamo znatno veće odnose između stvarnog i potencijalnog nivoa razmene po pojedinim grupama zemalja i godinama, u poređenju sa konzistentnom i efikasnom specifikacijom HT AR(1) (IV). Na osnovu reziduala FE modela dobijamo rezultat da je potencijalni izvoz SCG značajno veći od ostvarenog u zemlje EU, a manji od ostvarenog izvoza u ostale tri grupe zemalja. Značajne varijacije reziduala posledica su nemogućnosti FE specifikacije da oceni regresione parametre uz individualne promenljive (pa tako i uz veštačke promenljive EU, BJR, SEE), zbog čega su ti efekti dodatno sadržani u rezidualima. Osim toga, upotreba modela FE u zaključivanju značila bi da smo zanemarili dva problema: autokorelaciju i endogenost GDP-a, što se očigledno odražava na precenjenost (potcenjenost) potencijalnog izvoza u pojedine zemlje i grupe zemalja. Sa otklanjanjem autokorelacije, odnosno na bazi ocenjenog FE AR(1) modela razlike između ostvarenog i potencijalnog izvoza se smanjuju (slika 1). Obe specifikacije fiksnih efekata uzimaju u obzir samo postojanje korelacije regresora i efekata μ_{ij} a zanemaruju simultanu međuzavisnost izvoza i GDP. Analiza reziduala pokazuje da specifikacija HT AR(1) (IV) modela simultanih jednačina sa jednostruko i dvostruko endogenim promenljivim, čije su ocene parametara konzistentne i efikasne, produkuje najmanju razliku između ostvarenog i potencijalnog nivoa izvoza (njihov odnos najbliži je jedinici). To bi trebalo da rezultira pouzdanim zaključcima o potencijalu izvoza.

5. ZAKLJUČNA RAZMATRANJA

U radu su razmatrana ograničenja standardne analize potencijala bilateralne spoljnotrgovinske razmene na bazi gravitacionog modela. Razmatrane su alternativne specifikacije na podacima panela, kao i efikasnije procedure ocenjivanja u odnosu na standardne. Osim toga, empirijski su analizirani ekonometrijski problemi, odnosno važenje pretpostavki na kojima se zasniva gravitacioni model panela i dobijeni sledeći rezultati:

- (1) prisustvo autokorelisanog ostatka greške i individualnih efekata (značajne varijacije razmene po zemljama) stvara neefikasne ocene regresionih parametara i sistematske varijacije reziduala (velika odstupanja ostvarenog od potencijalnog nivoa izvoza po zemljama);
- (2) prisustvo jednostruko endogenih regresora i simultane međuzavisnosti između regresora GDP i izvoza kao zavisne promenljive stvara dodatno i pristrasne ocene u gravitacionom modelu, tako da je predviđanje potencijala bilateralne razmene na bazi njih nedovoljno precizno;
- (3) ni sa podacima panela problem heteroskedastičnosti se ne može u potpunosti otkloniti, bez prethodnog dekomponovanja slučajne greške modela na individualne efekte i ostatak greške.

Na osnovu ocenjenih specifikacija modela panela ustanovljeno je sledeće:

- (1) najveće varijacije u rezidualima (značajne razlike između stvarnog i potencijalnog izvoza) dobijene su na bazi modela sa pristrasnim i nekonzistentnim ocenama (na primer, RE ili RE AR(1) model), dakle nekonzistentne ocene precenjuju (ili potcenjuju) potencijal izvoza u pojedine zemlje;
- (2) na bazi specifikacija sa konzistentnim, ali neefikasnim ocenama (npr. model fiksnih efekata FE AR(1)) smanjuju se varijacije u rezidualima, i
- (3) ocenjivanjem gravitacionog panel modela simultanih jednačina sa komponentama slučajne greške i dvostruko endogenim regresorima (sa efikasnim ocenama regresionih parametara), ustanovljena su najmanja odstupanja ostvarenog od potencijalnog nivoa izvoza. Njihov odnos najbliži je jedinici. Empirijski je potvrđeno da su sistematske varijacije reziduala posledica određenih ekonometrijskih problema u gravitacionom modelu, te da ne mogu biti indikator neiskorišćenog potencijala za rast razmene.

Dobijeni ekonometrijski rezultati mogu poslužiti kao osnova za pouzdanije zaključivanje o efektima različitih faktora na potencijal bilateralne razmene među zemljama, i posebno razmene SCG sa pojedinim inostranim zemljama.

LITERATURA

- Ahn, S.C. i S. Low, "A reformulation of the Hausman test for regression models with pooled cross-section-time series data", *Journal of Econometrics* 71 (2), 1996.
- Baltagi, B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 2001.
- Baltagi, B.H. i Y.J. Chang, "Simultaneous equations with incomplete panels", *Econometric Theory* 16, 2000.
- Baltagi, B.H. i Wu.P.X., "Unequally spaced panel data regressions with AR(1) disturbances", *Econometric Theory* 15, 1999.
- Bhargava, A., L. Franzini i W. Narendranathan, "Serial correlation and the fixed effects model", *Review of Economic Studies* 49, 1982.
- Bergstrand, J. H., "The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade", *The Review of Economics and Statistics* 71 (1), 1989.
- Brenton P. i F. Di Mauro, "Is there any potential in trade in sensitive industrial products between the CEECs and the EU?", *The World Economy* 21, 1998.
- Breuss, F. i P. Egger, "How Reliable Are Estimations of East-West Trade Potentials Based on Cross-Section Gravity Analyses?", *Empirica* 26, Kluwer Academic Publishers, 1999.
- Cornwell C., P. Schmidt i A. Wyhowski, "Simultaneous equation and panel data", *Journal of Econometrics* 51, 1992.
- Dragutinović Mitrović R., *Analiza panel serija*, Zadužbina Andrejević, Beograd, 2002.
- Dragutinović Mitrović R., *Ekonometrijsko modeliranje spoljnotrgovinske gravitacije metodologijom panela*, doktorska disertacija, Ekonomski fakultet, Beograd, 2005.
- Egger P., "An econometric view on the estimation of gravity models and the calculation of trade potentials", *The World Economy* 25(2), 2002.
- Egger P. i M. Pfaffermayr, "The proper panel econometric specification of the gravity equation: A three-way model with bilateral interaction effects", *Empirical Economics* 28, 2003.
- Evenett, S. J. i W. Keller, "On Theories Explaining the Success of Gravity Equation", NBER Working Paper No. 6529, Cambridge, 2002.
- Frankel J., A. Stein i S. Wei, "Continental Trading blocks: Are They Natural or Supernatural?", s. 91-113., u *The Regionalization of the World Economy*, Frankel A. (editor), Chicago University Press, 1998.
- Frankel, J. A. i A. K. Rose, "An Estimate of the Effect of Currency Unions on Trade and Output", *Quarterly Journal of Economics*, 117 (May): 437-66, 2002.
- Gros, D. i A. Gonciarz, "A note on the trade potential of Central and Eastern Europe", *European Journal of Political Economy* 12, 1996.
- Hamilton C.B. i A. L. Winters, "Trade with Eastern Europe", *Economic Policy (European Forum)*, 1992.
- Hausman, J.A i W.E. Taylor, "Panel data unobservable individual effects", *Econometrica* 49, 1981.
- Im, K.S., S.C. Ahn, P. Schmidt i J.M. Wooldridge, "Efficient estimation of panel data models with strictly exogenous explanatory variables", *Journal of Econometrics* 93, 1999.
- Jovičić, M., Dragutinović Mitrović R. i M. Zdravković, *Comparative Advantages and Foreign Trade Gravitation of Federal Republic Yugoslavia*, WIIW, Vienna, 2002.
- Krishnakumar, J. i E. Ronchetti, *Panel data econometrics: Future directions, Papers in honour of professor Pietro Balestra*, North-Holland, 2000.

- Krishnakumar, J.**, A SUR-EC-AR System Gravity Model of Trade, *10th International Conference on Panel Data*, Berlin, 2002.
- Maddala, G.S.**, *The Econometrics of Panel Data*, Volumes I and II, Edward Elgar Publishing, Cheltenham, 1993.
- Matyas, L. i Sevestre P.**, *The econometrics of panel data, a handbook of the theory with applications*, Kluwer Academic Publishers, The Netherlands, 1996.
- Matyas, L.**, The gravity model: some econometric considerations, *The World Economy* 21 (3), 1998.
- Polak, J.**, Is APEC a natural regional trading block? A critique of the gravity model of international trade, *The World Economy* 19(5), 1996.
- Verbeek, M.**, *A guide to modern econometrics*, John Wiley & Sons, London, 2003.
- Winters, A.L. i Z.K. Wang**, *Eastern Europe's international trade*, Manchester University Press, 1994.
- Wooldridge, J.M.**, *Econometrics of Cross-Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, 2002.