

*Original scientific paper
Izvorni znanstveni rad*

Dragan S. Jović*

JAVNI PRIHODI I UNUTRAŠNJI BEZGOTOVINSKI PLATNI PROMET

PUBLIC REVENUE AND DOMESTIC NON-CASH PAYMENTS

Abstract

In this paper, we brought in connection consolidated public revenues at all levels of government in BiH and value of transactions in the domestic payments system of BH banking sector, RTGS. Presented study is a complete novelty in the modeling and method evaluate public revenues. Assessed values of public revenues do not differ significantly from the realized value of public revenues. Between public revenues and value of transactions in RTGS there is a functional and strong linear interdependence.

Keywords: *public revenues, RTGS, domestic non-cash payments, the banking sector, the regression model, the extrapolation.*

Sažetak

U radu smo doveli u vezu konsolidovane javne prihode na svim nivoima vlasti u BiH i vrijednost transakcija u unutrašnjem platnom prometu bankarskog sektora BiH, RTGS-u. Prezentovano istraživanje predstavlja potpunu novost u načinu modeliranja i načinu ocijene javnih prihoda. Ocijenjene vrijednosti javnih prihoda ne odstupaju značajnije od realizovanih vrijednosti javnih prihoda. Između javnih prihoda i vrijednosti transakcija u RTGS-u postoji funkcionalna i jaka linearna međuzavisnost.

Primljeno: 26. 02.2015; Prihvaćeno: 02.06.2015

Received: 26-02-2015; Accepted: 02-06-2015

*** Dr. sc. Dragan S. Jović, Centralna banka Bosne i Hercegovine, Banja Luka.**

Napomena: Stavovi u radu su autorovi i ne odnose na instituciju u kojoj radi.

Ključne riječi: javni prihodi, RTGS, unutrašnji bezgotovinski platni promet, bankarski sektor, regresioni model, ekstrapolacija.

UVOD

Bankarski sektor realnom sektoru, i dijelu deficitnih bankarskih i nebankarskih finansijskih institucija, stavlja na raspolaganje bankarske kredite. Pored kreditno-depozitnih poslova koji su glavni, i najstariji, bankarski poslovi, banke vrše poslove bezgotovinskog plaćanja između tržišnih učesnika. U ovome dijelu svoga poslovanja banke nastupaju kao nosilac infrastrukture, ili kao infrastruktura, koja je neophodna za redovno obavljanje poslovnih aktivnosti.

Prenosu platnog prometa na be-ha banke, prethodio je period značajne dezintermedijacije¹, koja se nakon toga rapidno smanjuje. Od 2002. godine unutrašnji bezgotovinski platni promet (u daljem tekstu *UBPP*²) se povećao i apsolutno sa BAM 47,7 mlrd. (2006.) na BAM 76,6 mlrd. (2013.) i relativno, u odnosu na BDP, sa 244% na 293%. Namjera nam je da u ovome radu istražimo, u užem smislu, vezu između javnih prihoda/konsolidovanih prihoda na svim nivoima vlasti BiH (u daljem tekstu *JP*) i vrijednosti/iznosa transakcija u *RTGS* sistemu (u daljem tekstu *RTGSI*), odnosno u širem smislu vezu između fiskusa i *UBPP*. Zbog veličine javnog sektora i njegov značaja u stvaranju BDP, kao i zbog potencijalnog rasta be-ha javnog duga, smatramo da odabrani predmet istraživanja ima izvanredan praktični značaj. Cilj istraživanja je utvrđivanje prirode i jačine veze između *JP* i *RTGSI*. Krajnja namjena istraživanja je predviđanje *JP* na osnovu *RTGSI*. Smatramo, to je hipoteza istraživanja, da između *JP* i *RTGSI*, postoji jaka linearna veza.

1. PRIRODA VEZE IZMEĐU RTGSI I JP

RTGS, pored Žirokliringa, predstavlja jedan od oblika odvijanja *UBPP*. U *RTGS* sistemu poravnanje se vrši u realnom vremenu (eng. *real time*), a platni nalozi su visoke denominacije (eng. *gross settlement*). U početku razvoja platnih sistema donja, obavezna, vrijednosna granica za ovu vrstu transakcija je bila za naloge vrijednosti iznad BAM 20.000, a kasnije je smanjena na BAM 10.000. Plaćanje ispod ovih limita, ako ih nalogodavac ocjeni kao hitna, mogu se vršiti u *RTGS* sistemu.

Kroz *RTGS*, s aspekta odnosa nalogodavca i korisnika, prolaze dvije vrste transakcija. Komercijalne banke i Centralna banka BiH (*CBBiH*) kroz *RTGS* vrše plaćanja i izmiruju svoje obaveze, djeluju u svoje ime i za svoj račun. U drugoj vrsti transakcija banke unose naloge u *RTGS* sistem, po odobrenju/nalogu, u ime, i za račun, svojih klijenata – deponenata.

¹ Smanjenje bankarskog kredita i depozitnog potencijala banaka.

² Sve skraćenice, kao i njihov detaljan opis i pojašnjenja su dati na kraju članka.

Bez obzira o kojoj vrsti transakcija se radi, sve one se direktno, ili indirektno, mogu dovesti u vezu sa *JP*, posebno sa porezom na dodatnu vrijednost, kao najizdašnjim oblikom javnih prihoda i ostalim indirektnim porezima³. Veliki broj plaćanja u *RTGS* u sebi sadrži porez na dodatnu vrijednost, a ako ga i ne sadrži, ako se radi o prostom prenosu/transferu sredstava sa jedne banke na drugu (refinansiranje starog kredita novim kreditom nove banke), i ove vrste transakcije će, kroz plaćanja u nekoj narednoj fazi platnog prometa, proizvesti *JP*. Veza između varijabli, *JP* i *RTGSI*, je logična, očekivana i ekonomska. Poreske obaveze se izmiruju, javni prihodi (direktno, ili indirektno) se formiraju u *UBPP*. *RTGS* je jedan od njegovih dijelova, po broju transakcija zanemarljiv, svega 2,3% (XII/2014. godine), ali po vrijednosti transakcija monumentalna (83,7% XII/2014.godine).

2. LITERARNI PREGLED

U literaturi o javnim приходima (Ristić, Ž. i Živković, A., 1998. godine) kao ni u samom empirijskom/praktičnom procesu prognoze i predviđanja javnih prihoda, nije dovedena u vezu vrijednost transakcija u *UBPP* sa kvantom javnih prihoda. U načelu prognoza javnih prihoda i kada se zasniva na ekonometrijskim modelima polazi od istorijski uspostavljene relacije između glavnih prihodnih stavki budžeta sa jedne strane, i faze privrednog ciklusa u kojem se ekonomija nalazi sa druge strane, kako bi se kroz kombinaciju svih relevantnih varijabli došlo do što preciznije projekcije javnih prihoda. Najnapredniji prognostički modeli vezani za proces budžetskog planiranja su razvijeni u državnim organima, jer su društveno političke zajednice najzainteresovanije za prognozu javnih prihoda. U jednom iz ove grupe modela⁴ prognoza je razdvojena na dvije glavne grupe direktnih poreza javnih prihoda: porez na dobit korporacija (eng. corporate income tax) i porez na dohodak (eng. personal income tax). Kod korporativnog profita prvo se određuju/prognoziraju ukupne obaveze po porezu na dobit korporacija, potom se prognoziraju poreske obaveze po tipu (pretplata, konačno plaćanje, neplaćanje poreza i povrat poreza), a tipske poreske obaveze se transformišu u prognozu ukupno naplaćenog korporativnog poreza. Prognoza poreza se takođe vrši etapno. Prvo se prognozira vrijednost poreske osnovice po tipovima, a na osnovu sistema ekonometrijskih jednačina u redukovanoj formi (eng. reduced form econometric equation). Zatim se na bazi tako dobijenog oporezivog dohotka (dividenda, kamata, plata, penzija itd.) primjenom poreskih stopa određuju poreske obaveze, a na kraju se vrši podešavanje modela za očekivane strukturne promjene.

³ U periodu od 11/2013 - 11/ 2014. godine ukupni javni prihodi po osnovu poreza na dodatnu vrijednost bili su BAM 3,44 mlrd. ili 13,1% BDP BiH iz 2013. godine, a u istom periodu ukupni neto indirektni porezi su BAM 5,4 mlrd. ili 20,8% BDP.

⁴ Revenue forecast. Oregon, USA. <http://www.oregon.gov/das/oea/pages/revenue.aspx>.

U empirijskoj literaturi vezanoj za nivo javnih prihoda intrigantan je njihova odnos sa javnom potrošnjom, ili tzv. revenue-spending hypothesis. Neka od istraživanja (Kanayo O., Terfa, A. 2012.) su došla do zaključka da nivo potrošnje ne utiče na nivo javnih prihoda, već ova izuzetno jaka linearna veza ide od javnih prihoda ka potrošnji. Veza našeg istraživanja sa prethodno pomenutim istraživanjem je u tome što i mi tražimo vezu između makroekonomskih agregata, a ne između pojedinih konstitueneci javnih prihoda, ekonomskog ciklusa i glavnih tipova javnih prihoda. Naše istraživanje se zasniva na dva totaliteta i ekonomskoj funkcije koja je predstavljena kao $JP = f(RTGS)$ i kao takavo predstavlja potpunu novost u praksi.

3. MATERIJAL I METODI

Materijalnu osnovu rada čine statistike o JP tj. statistike „Kvartalni operativni izvještaj po sektorima vlade za BiH“⁵ i statistike $CBBiH$ o platnom prometu.⁶ $RTGS$ je vodeći oblik $UBPP$, te isključivanje iz analize drugog dijela transakcija u međubankarskom platnom prometu (Žirokliringa), smatramo ekonomski opravdanim. Vremenska serija na osnovu kojih su konstruisani modeli obuhvata period od Q3 2004. – Q3 2012. godine sa ukupno 33 kvartalna podataka o $RTGS$ i JP .

Da bi odgovorili na pitanje u kojoj mjeri, i na koji način $RTGS$ utiče na JP upotrebljen je prosti linearni regresioni model. On predstavlja glavnu metodološku alatku istraživanja, a temelji se na pet osnovnih pretpostavki metoda najmanjih kvadrata (u daljem tekstu MNK): 1) veza između varijabli je linearna, 2) ne postoji autokorelacija između reziduala tj. slučajnih grešaka modela, 3) reziduali imaju normalan raspored, 4) srednja vrijednost reziduala je jednaka nuli, 5) slučajne greške imaju jednake varijanse, što odgovara pretpostavci o homoskedastičnosti.

Autokorelaciju prvog reda smo tesirali pomoću Durbin-Watson-ove statistike (u daljem tekstu DW)⁷. Pretpostavka o normalnosti slučajnih grešaka ispitujemo primjenom *Jarque Bera* testa (u daljem tekstu JB test) testiranje modela u vezi pretpostavke o homoskedastičnosti upotrebom testa, White Heteroskedasticity testa (u daljem tekstu WH test). Svi testovi su detaljno i precizno obrađeni u statističkoj i ekonometrijskoj literaturi⁸, te smatramo da nema potrebe da ih razmatramo i detaljno prikazujemo. Isto važi i za predviđanje tačkaste i intervalne vrijednosti JP^9 , za uvođenje autoregresionog elementa prvog reda (u daljem tekstu $ar(1)$), kao i za sve statističke interpretacije i

⁵ Konsolidovani prihodi institucija BiH, FBiH, RS i distrikta Brčko.

http://cbbh.ba/index.php?id=30&lang=bs&table=kvartalni_operativni_izvjestaj_po_sektoru_vlade_bih

⁶ http://cbbh.ba/index.php?id=33&sub=mon&lang=bs&table=transakcije_u_platnom_prometu&show_all

⁷ Vujošević, Zorica. (1996). *Zbirka rješениh zadataka iz ekonometrije*. Beograd: Ekonomski fakultet Beograd.

⁸ Vidjeti npr. Žižić et. al 1992., i Gujarati 2004. godine.

⁹ O načinu određivanja intervalne vrijednosti na osnovu regresionog modela vidjeti detaljna pojašnjenja sadržana u npr. Žižić et. al. 1992. p. 296-299.

zaključke, koji se pojavljuju u tekstu a koja su iscrpno objašnjeni u referentnoj stručnoj literaturi, i u literaturi navedenoj u referencama rada.

Rezultati istraživanja su prikazani u dva dijela. U prvom dijelu modeli su formirani na bazi nestacionarnih vremenskih serija, dok se u drugom dijelu radi na stacionarnim vremenskim serijama, dajući primat ekonometrijskom modeliranju, mnogo strožijem od statističkog, jer zahtjeva da vremenske serije ispunjavaju uslov stacionarnosti.

4. REZULTATI ISTRAŽIVANJA

Model sa nestacionarnim serijama (*JP*, *RTGSI*)

Specifikacija prvog modela (u daljem tekstu **Mod1**) je $JP = 888,8 + 0,102 * RTGSI$. 92% varijabiliteta zavisno promjenljive (*JP*) je objašnjeno sa promjenama *RTGSI* – neobjašnjeni varijabilitet je svega 8% (Tabela 1). Ocjene koeficijenata **Mod1** su statistički signifikantne; vjerovatnoća da smo odbacili tačnu nultu hipotezu (H_0), o nultoj vrijednosti koeficijenata modela je 0%.

Tabela 1. **Mod1**, *JP* vs. *RTGSI*, *BiH*

	Koeficijent	<i>SGP</i>	<i>t</i> statistika	<i>p</i> vrijednost	R^2	<i>SG</i>
konstanta	888,87	67,26	13,22	0,00	0,921	112,18
nagib	0,102	0,0052	19,47	0,00		

Izvor: www.cbbh.ba (obradio autor).

Tabela 2. **Mod1**, Ispunjenost pretpostavki *MNK**

Autokorelacija (<i>DW</i>)	Normalnost (<i>JB test</i>)	Srednja vrijednost slučajne greške	Homoskedastičnost (<i>WH test</i>)
2,11	$JB = 0,198$ (0,90)	$7,29 * 10^{-13}$	0,315 (0,73)

Izvor: *Ibid.*

Napomena: * Vrijednosti u zagradi predstavljaju vjerovatnoće.

Vrijednosti *DW* (Tabela 2) statistike negira postojanje serijske korelacije prvog reda između reziduala. *DW* statistika od 2,11 ispunjava uslov $d < 4 - d_g \Rightarrow 2,11 < 4 - 1,51 \Rightarrow 2,11 < 2,49$ ¹⁰. Ovo je razlog za odbacivanje hipoteze o

¹⁰ Vujošević, 1996., str. 66-67. Na isti način je urađen test autokorelacije prvog reda za ostale modele.

negativnoj serijskoj korelaciji prvog reda (za uzorak od 33 opservacije donja vrijednost DW statistike d_d je 1,38, a gornja d_g 1,51)¹¹.

Mod1 ispunjava pretpostavke MNK , koje se odnose na srednju vrijednost reziduala i homoskedastičnost. Srednja vrijednost reziduala je nula (preciznije $7,29 * 10^{-13}$), a na osnovu statistike WH testa, F statistika 0,315, uz p vrijednost od 0,73 prihvatamo nultu hipotezu o nepostojanju heteroskedastičnosti.

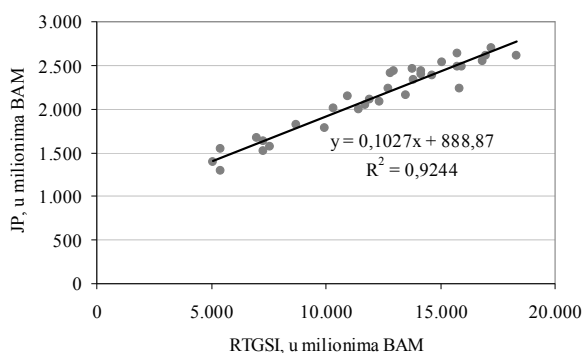
Osnovni nedostatak **Mod1** je što su obe serije nestacionarne - imaju jedinični korjen (eng. *unit root*, u daljem tekstu UR). Nestacionarne serije nisu podesne za ekonometrijska zaključivanja. ADF statistika (*Augmented Dicky-Fuller*) prve serije (JP) je -1,59, a vrijednost testa (signifikantnost od 10%) je -2,62 – prihvatamo nultu hipotezu o nestacionarnosti serije JP . $RTGSI$ je takođe nestacionarna vremenska serija, vrijednost ADF testa je -1,31.

Nedostatak **Mod1**, koji se ogleda u upotrebi nestacionarnih vremenskih serija, prevazilazimo testom kointegracije, čije tumačenje dajemo na osnovu teorijskih postavki datih u referentnoj literaturi¹².

Sušтина ovoga testa je u tome, da ako vremenska serija reziduala modela stvorenog na osnovu nestacionarnih vremenskih serija nema UR , onda vremenske serije možemo smatrati kointegrisanima, a takav regresioni model je dobro pojednostavljenje/aproksimacija stvarnosti. Vrijednost ADF statistike za vremensku seriju reziduala iz **Mod1** je -2,64, a kritična vrijednost na nivou signifikantnosti od 1% je -2,59 (*Engle-Granger test*)¹³ i zato odbacujemo nultu hipotezu o UR vremenske serije reziduala. Vremenske serije iz modela su kointegrirane (Grafikon 1).

Mod1 ne predstavlja besmisleni vezu (eng. *spurious regression*), već izraz stvarnih i ekonomskih odnosa između varijabli u modelu.

Grafikon 1. **Mod1**



Izvor: *Ibid.*

¹¹ Op. isto, str. 124.

¹² Gujarati, str. 822.

¹³ Op. isto, str. 823.

Modeli sa stacionarnim serijama ($\Delta JP, \Delta RTGSI$)

JP i $RTGSI$ su nestacionarne serije. Njihove varijanse i/ili aritmetičke sredine variraju u vremenu. Do stacionarnih vremenskih serija se dolazi kroz transformaciju nestacionarnih. Serije kreirane na osnovu prve razlike/diferencije originalnih serija $RTGSI$ i JP (razlika dvije susjedne apsolutne vrijednosti) nemaju UR . JP i $RTGSI$ su $I(1)$, jer već u prvoj transformaciji postaju stacionarne; ADF statistika serije ($dP = P_t - P_{t-1}$) je -5,82, a druge serije ($dRTGSI = RTGSI_t - PRTGSI_{t-1}$) -6,53. Odbacujemo (nultu) hipotezu o postojanju UR , jer su obe statistike više od kritične vrijednosti ADF (-3,66 na nivou značajnosti od 1%).

Model sa stacionarnim serijama oblika $dP = c(1) + c(2) * dRTGSI$ ima specifikaciju $dP = -31,61 + 0,167 * dRTGSI$ (u daljem tekstu **Mod2**). Koeficijent determinacije (tabela 3) je niži nego kod prethodnog modela, a i standardna greška je viša (137,38). Objašnjeni varijabilitet zavisne promjenljive (dp) predstavlja 75% ukupnog varijabiliteta.

Tabela 3. **Mod2**, dP vs. $dRTGSI$

	Koeficijent	SGP	t statistika	P vrijednost	R^2	SG modela
konstanta	-31,61	25,35	-1,247	0,22	0,75	137,38
nagib	0,167	0,017	9,55	0,00		

Izvor: op. Isto.

Tabela 4. **Mod2**, Ispunjenost pretpostavki MNK

Autokorelacija (DW)	Normalnost (JB test)	Srednja vrijednost slučajne greške	Homoskedastičnost (WH test)
2,9	1,82 (0,401)	$7,11 * 10^{-15}$	0,153 (0,858)

Izvor: op. isto.

Mod2 ima najmanje dva velika nedostatka. Za konstantu modela se vezuje izuzetno visoka p vrijednost. Vjerovatnoća da smo odbacili tačnu nultu hipotezu, da je vrijednost konstante 0 je 22%. Pored toga u modelu je inkorporirana negativna serijska korelacija prvog reda ($DW = 2,9$). Transformacija serija JP i $RTGSI$, u dP i $dRTGSI$, jeste otklonila problem UR , ali je značajno umanjila kvalitet modela; niži koeficijent determinacije, uz negativnu serijsku korelaciju prvog reda (tabela 4) i statistički nesignifikantan parametar modela.

Nakon izostavljanja konstante dobijamo novi model (u daljem tekstu **Mod3**) sa specifikacijom, $\Delta P = 0,161 * \Delta RTGSI$ (Tabela 5), ali negativna autokorelacija prvog reda nije eliminisana, a nije ispunjena ni pretpostavka MNK da srednja vrijednost reziduala mora biti jednaka nuli (Tabela 6).

Tabela 5. **Mod3**, dP vs. $dRTGSI$, BiH

	Koeficijent	SGP	t statistika	P vrijednost	R ²	SG modela
nagib	0,161	0,016	9,55	0,00	0,73	138

Izvor: op. isto.

Tabela 6. **Mod3**, Ispunjenost pretpostavki MNK

Autokorelacija (DW)	Normalnost (JB test)	Srednja vrijednost slučajne greške	Homoskedastičnost (WH test)
2,85	1,81 (0,404)	-29	0,22 (0,8)

Izvor: Op. isto.

Uvođenje $ar(1)$ u **Mod4** (Tabela 7) sa specifikacijom $dP = 0.128*dRTGSI + [AR(1)=-0.658]$) u potpunosti otklanja negativnu serijsku korelaciju prvog reda. Parametri modela su i dalje statistički signifikantni (p vrijednost bliska nuli). Model je homoskedastičan, reziduali imaju normalan raspored, a srednja vrijednost rezidula konvergira ka nuli (Tabela 8).

Tabela 7. **Mod4**, dP vs. $dRTGSI$, sa autoregursionim elementima

	Koeficijent	SGP	t statistika	P vrijednost	R ²	SG modela
nagib	0,12	0,012	10,64	0,000	0,83	113,37
AR(1)	-0,65	0,14	-4,67	0,000		

Izvor: Op.isto.

Tabela 8. **Mod4**

Autokorelacija (DW)	Normalnost (JB test)	Srednja vrijednost slučajne greške	Homoskedastičnost (WH test)
1,89	0,49 (0,78)	-27,17	1,13 (0,336)

Izvor: Op. isto.

5. PREDVIĐANJE VRIJEDNOSTI JP NA OSNOVU MOD1 I TESTIRANJE MODELA

Svaki od konstruisanih modela ima određene nedostatke (Tabela 9). **Mod4** ne ispunjava pretpostavke koje se odnose na prost linearni regresioni model tj. MNK – srednja vrijednost reziduala nije jednaka nuli, ali ipak ona konvergira nuli. To je, u daleko većoj mjeri, i nedostatak **Mod3**, kao i negativna serijska korelacija prvog reda. U

Mod2 jedan parametar modela, konstanta, nije statistički signifikantna, jer ima izuzetno visoku p vrijednost (0,2), što pokazuje da je vjerovatnoća da smo odbacili tačnu hipotezu o nultoj vrijednosti konstante izuzetno visoka. Osim toga **Mod2** ime negativnu serijsku korelaciju prvog reda.

Tabela 9. Pregled modela

Model	Specifikacija modela	R^2	DW statistika	SG	Glavni nedostaci modela
Mod1	$JP = 888,8 + 0,102 * RTGSI$	0,92	2,11	112,18	Nestacionarna vremenska serija, ali varijable kointegrirane
Mod2	$dP = -0,316 + 0,167 * dRTGSI$	0,75	2,9	137,38	Vrijednost konstante statistički nesignifikantna i negativna serijska korelacija prvog reda
Mod3	$dP = 0,161 * dRTGSI$	0,73	2,85	138	Negativna serijska korelacija prvog reda i srednja vrijednost reziduala različita od nule
Mod4	$dP = 0,128 * dRTGSI + [AR(1) = -0,658]$	0,83	1,89	113,37	Srednja vrijednost reziduala nije jednaka nuli, ali konvergira nuli

Izvor: Op.isto.

Osnovna razlika između modela od 2 do 4 i **Mod1** je što je prvi model konstruisan na osnovu nestacionarnih vremenskih serija. To bi trebao biti ozbiljan nedostatak **Mod1**, koji ga čini neupotrebljivim, ali pošto je analiza pokazala da reziduali modela nemaju jedinični korijen, varijable smo tretirali kao kointegrirane. Veza između njih nije besmislena, a model opisuje ekonomski smislenu i dugoročnu vezu između ovih varijabli. Zato smo ga, i pored činjenice da su njegov osnov nestacionarne vremenske serije, iskoristili za predviđanje/ocijenu vrijednosti JP za Q4 2012 (Grafikon 2) i Q2 2014. godine. Q4 2012. je prvi period izvan uzorka na osnovu kojeg je izgrađen regresioni model, a posljednji raspoloživi podatak o $RTGSI$ i JI je iz Q2 2014. godine.

JP u Q4 2012. godine je BAM 2.704,6 miliona, a ocjenjena, prognozirana, vrijednost JP (u daljem tekstu $E(JP)$) na osnovu **Mod1**, u istom periodu je BAM 2.656,9 miliona (1,76% manje od realizovane JP). Ovo je tačkasta ocjena vrijednosti JP , a pošto se ocjena radi na bazi uzorka¹⁴ odredili smo i interval vrijednosti u kojima se kreće JP za Q4 2012. godine. Za interval pouzdanosti od 5% ($\alpha = 0,05$), broj stepeni slobode od 32 ($n - 1 = 33 - 1$) i dvosmjerni test vrijednost Studentovog t testa je 2,04¹⁵. Standardna greška ocjene prosječne vrijednosti JP u Q4 2012. godine i Q1 2013 godine je 19,6 i 19,5 respektivno¹⁶.

Interval povjerenja za ocjene prosječne vrijednosti JP , $E(JP)$, za Q4 2012. godine je formiran na sljedeći način:

¹⁴ Serija obuhvata period od Q3 2004. godine do Q3 2012. godine.

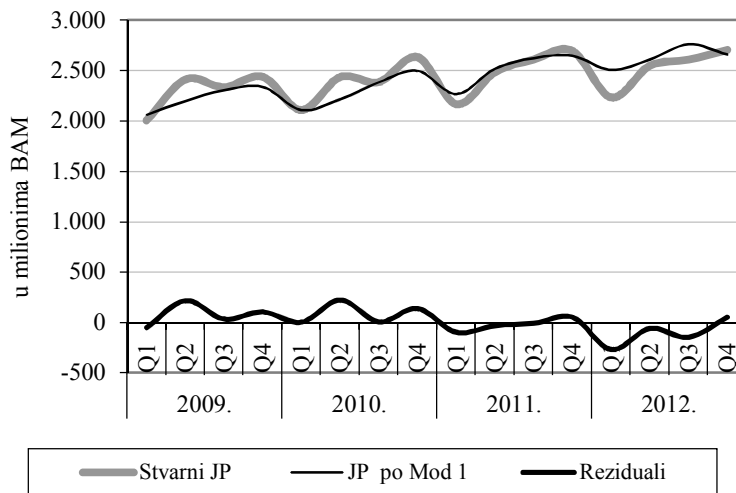
¹⁵ U tablicama t rasporeda sa kojima raspoložemo ne postoji vrijednost Studentovog t testa za 32 stepena slobode, te smo zato koristili prvu nižu postojeću vrijednost statistike t testa, za 30 stepeni slobode.

¹⁶ Formula za izračunavanje standardne greške je data u Žižić et al., str. 297.

$$2657 - 2,042 * 19,6 \leq E(JP) \leq 2.657 + 2,042 * 19,6 \Rightarrow 2.617 \leq E(JP) \leq 2.697.$$

Formirani interval, 2.617-2.697, ne obuhvata realizovanu vrijednost *JP* u Q4 2012. Godine BAM 2.704,6 miliona. Na nižem intervalu pouzdanosti, od 1%, interval povjerenja je 2.603-2.711, i on obuhvata realizovanu vrijednost *JP* u Q4 2012. godine od 2.704,6.

Grafikon 2. **Mod1**, javni prihodi – stvarni, modelirani i reziduali



Izvor: Op.isto.

JP smo odredili metodom ekstrapolacije regresione linije (upotrebom **Mod1**) i za Q2 2014.godine, iako teorijska statistika smatra da se sa udaljavanjem od perioda na osnovu kojega je sačinjen regresioni model kvalitet ekstrapolacije i preciznost prognoze smanjuje¹⁷. U Q2 2014. godine ukupni konsolidovani prihodi BiH su bili BAM 2,62 mlrd. a ocijenjena vrijednost *JP* prema **Mod1** je BAM 2,71 mlrd; za svega 3,72% ili BAM 97,3 mil. veća od realizovane vrijednosti *JP*.

ZAKLJUČAK

Konstruisali smo četiri prosta linearna regresiona modela u kojima su zavisna varijabla javni prihodi (*JP*), a nezavisna varijabla vrijednost/iznos transakcija u *RTGS*-u (*RTGS*). Od četiri modela, tri su bazirana na transformisanim, nestacionarnim vremenskim serijama, a jedan na stacionarnim vremenskim serijama.

¹⁷ „Veliki broj statističara smatra da se ekstrapolacija regresione linije uopšte ne bi smjela primjenjivati. Pri takvom postupku istraživač snosi rizik da izvan opsega podataka na osnovu kojih su ocijenjeni parametri ne postoji linearna veza.“ Žižić et al, 1992., str. 300.

Svaki od modela sa transformisanim, stacionarnim vremenskim serijama ima određeni, nedostatak, bilo da se radi o statističkoj nesignifikantnosti parametara modela, autokorelaciji prvog reda, ili neispunjenosti neke druge pretpostavke *MNK*.

Model sa stacionarnim vremenskim serijama (**Mod1**), smo nakon testa kointegracije, koji je potvrdio da između varijabli *JP* i *RTGSI* postoji stabilan dugoročan odnos, tj. da su ove dvije varijable kointegrirane, upotrijebili za predviđanje *JP* i za testiranje kvaliteta modela.

Tačkasta ocjena *JP* ne odstupa značajno od realizovanih vrijednosti *JP* (Tabela 10), a kvalitet intervalnih ocjena *JP* se povećava sa širenjem intervala pouzdanosti, odnosno sa smanjenjem rizika greške.

Tabela 10. Stvarna i ocijenjena vrijednost *JP*, u milionima BAM

	ocijenjena vrijednost (1)	stvarna vrijednost (2)	Razlika	
			u % (1/2)	u milionima BAM (1-2)
Q4 2012.	2.656,9	2.704,6	-1,76%	-47,7
Q2 2014.	2.717,3	2.620,0	3,72%	97,3

Izvor: Autor.

Smatramo da smo hipotezu istraživanja, da se odnos između *JP* i *RTGSI* može modelirati pomoću prostog linearnog regresionog modela, dokazali.

Dalja istraživanja, radi dodatne i pune verifikacije hipoteze o vezi između *JP* i *RTGSI*, bi se mogla kretati u pravcu poboljšanja modela uvođenjem novih nezavisnih/objašnjavajućih varijabli u model, što doprinosi kvalitetnijoj aproksimaciji stvarne prirode odnosa između *JP* i *RTGSI*. Nova istraživanja mogu početi od činjenice da grafička analiza ukazuje na jako prisustvo sezonske komponente u promjenama *RTGSI*, koju bi trebalo ugraditi u novi model.

Skraćenice

- ADF*: statistika ADF testa (*Augmented Dicky-Fuller*).
ar: autoregresija
BAM: konvertibilna marka.
DW: Durbin Watsonova statistika.
E(JP): ocjena vrijednosti javnih prihoda.
JP: konsolidovani javni prihodi Bosne i Hercegovine
MNK metoda najmanjih kvadrata.
 R^2 koeficijent determinacije.
RTGS: poravnanje u realnom vremenu.
RTGSI: iznos/vrijednost transakcija u *RTGS*-u.
SG: standardna greška regresionog modela.
SGP: standardna greška parametara modela.
UBPP: unutrašnji bezgotovinski platni promet.

I(1): serija koja nakon prve transformacije postaje stacionarna
UR: jedinični korjen (eng. *unit root*).

REFERENCE

1. Gujarati N., Damodar. (2004). *Basic Econometrics, Fourth Edition*. Boston: The McGraw-Hill.
2. Eviews 3.1 User's Guide.
3. Vujošević, Zorica. (1996). *Zbirka rješениh zadataka iz ekonometrije*. Beograd: Ekonomski fakultet Beograd.
4. Ristić, Žarko i Živković, Aleksandar (1998). *Finansijska makroekonomija*. Beograd: Čigoja štampa.
5. Žižić et al. (1992). *Metodi statističke analize*. Beograd: Savremena administracija.
6. Kanayo, Ogujiuba i Terfa, W. Abraham. *Testing the Relationship between Government Revenue and Expenditure: Evidence from Nigeria*, International Journal of Economics and Finance Vol. 4 No. 11; 2012. pp. 172-182.
7. http://cbbh.ba/index.php?id=30&lang=bs&table=kvartalni_operativni_izvjestaj_po_sektoru_vlade_bih&show_all
8. http://cbbh.ba/index.php?id=33&sub=mon&lang=bs&table=transakcije_u_platnom_prometu&show_all
9. http://cbbh.ba/index.php?id=30&lang=bs&table=kvartalni_operativni_izvjestaj_po_sektoru_vlade_bih.
10. Revenue forecast. Oregon, USA.
<http://www.oregon.gov/das/oea/pages/revenue.aspx>.