

POGLAVLJE 5

DUGOROČNA USKLAĐENOST PLATA U SEKTORU DRŽAVE I PLATA U PRIVATNOM SEKTORU

Marko Vladislavljević¹

Apstrakt

Ovaj rad ima za cilj da ispita da li postoji dugoročna povezanost između zarada u sektoru države i plata u privatnom sektoru u Srbiji, kao i da ispita pravac kauzalne veze ove povezanosti. Dugoročna povezanost između zarada u dva sektora ispituje se koristeći metodologiju kointegracione i VAR analize, na podacima iz ankete RAD o platama u sektorima državne administracije i prerađivačke industrije iz perioda između januara 2009. i aprila 2016. godine. Rezultati ukazuju na to da postoji dugoročna povezanost između zarada u dva sektora, bez obzira na metod kointegracione relacije koji se ispituje. Dodatno, rezultati u okviru VAR analize ukazuju na to da su zarade u privatnom sektoru „lider“, jer uzrokuju, u smislu Grejndžera, kretanje zarada u državnom sektoru. Sa druge strane, ista analiza ukazuje da nema dugoročnog uticaja zarada u državnom sektoru na zarade u sektoru prerađivačke industrije.

Ključne reči: Zarade, javni i privatni sektor, kointegracija, VAR analiza.

UVOD

Zarade u javnom sektoru čine značajan deo ukupnih troškova države, pa kao takve utiču, ne samo na stanje javnih finansija, već i na celokupnu ekonomiju i posebno na tržište rada. U državama OECD-a, u proseku, 2014. godine, javni sektor čini oko 22% ukupnog broja zaposlenih², a na njihove plate učestvuju sa oko 14,7% u

¹ ma Marko Vladislavljević, instraživač-pripravnik, Institut ekonomskih nauka, Beograd, e-mail: marko.vladislavljevic@ien.bg.ac.rs

² ILOSTAT baza podataka (Izvor: National LFS, 2015)

ukupnim troškovima države³, sa velikim varijacijama u zavisnosti od zemlje. U Srbiji, zaposleni u javnom sektoru čine 28,4% zaposlenih⁴, a zarade u javnom sektoru predstavljaju 24,7% ukupnih državnih troškova⁵.

Uzimajući u obzir veličinu javnog sektora, zarade zaposlenih u ovom sektoru mogu da imaju značajan uticaj na kretanje zarada u privatnom sektoru, a ovaj uticaj ima svoje kako mikro-ekonomske, tako i makro-ekonomske implikacije. Iz mikro perspektive, uticaj zarada u sektoru države na zarade u privatnom sektoru utiče na kvalitet alokacije radne snage i ukupnu ekonomsku efikasnost. Dodatno, nejednakost zarada u javnom sektoru u Srbiji niža je nego u privatnom sektoru što dovodi smanjivanja ukupne nejednakosti zarada u zemlji i smanjivanju razlika u zaradama među polovima (Vladislavljević et al., 2015, Avlijaš et al., 2013).

Iz makro perspektive, visina zarada u javnom sektoru ima implikacije na rast društvenog proizvoda, jer je pokazano da npr. viši stepen uticaja državnih plata na privatne predstavlja jedan od izvora gubitka kompetentnosti privrede na međunarodnom planu, pa posledično i prepreku većem rastu BDP-a (Evropska komisija, 2014, str. 12). Sa druge strane, više zarade u javnom sektoru, povećavaju državne troškove i zaduživanje zemlje, što za posledicu može da ima probleme u otplati duga, što dodatno može da oteza rast (Jeločnik et al., 2016).

Ovaj rad ima za cilj da ispita uticaj da li su zarade u javnom i privatnom sektoru Srbije, dugoročno usklađene, tj. kointegrirane, i utvrdi da li postoje uslovi za analizu njihove dugoročne međuzavisnosti. S obzirom da vremenske serije zarada javnog i privatnog sektora nisu dostupne, u ovom istraživanju ograničavamo se na ispitivanja odnosa između zarada u sektoru aktivnosti državna uprava i administracija, koje je dominantno u državnom vlasništvu i sektora prerađivačke industrije koje je dominantno u privatnom vlasništvu.

Nakon ovog uvoda, u delu dva ovog rada dajemo pregled prethodnih istraživanja o odnosu kretanja plata u sektoru države i plata u privatnom sektoru, dok su u delu tri predstavljeni podaci na osnovu kojih se ocenjuje veza dve serije u ovom radu. Rezultati su prikazani u četvrtom delu, u okviru kojeg je najpre prikazana deskriptivna i jednodimenziona analiza vremenskih serija, a zatim i analiza koja se

³ <http://www.worldbank.org/en/topic/governance/brief/size-of-the-public-sector-government-wage-bill-and-employment>

⁴ ILOSTAT baza podataka (Izvor: National LFS, 2015)

⁵ <http://www.worldbank.org/en/topic/governance/brief/size-of-the-public-sector-government-wage-bill-and-employment>

odnosi na povezanost između zarada u privatnom sektoru i sektoru države. Na kraju, u okviru petog dela, rezimirani su rezultati i dati su osnovni zaključci iz analize.

PRETHODNA ISTRAŽIVANJA O MEĐUZAVISNOSTI ZARADA U JAVNOM I PRIVATNOM SEKTORU

Veliki broj istraživanja bavio se pitanjem da li plate u sektoru države imaju uticaj na zarade privatnog sektora i obrnuto: da li zarade u privatnom sektoru imaju uticaj na formiranje zarada u sektoru države. Nalazi istraživanja variraju zavisno od podataka koji se koriste, metode ocenjivanja koja se primenjuje i godina koje se analiziraju (npr. Afonso & Gomes, 2008; Evropska komisija, 2014; Lamo, Perez & Schuknecht, 2012; Perez & Sanchez, 2011).

Uzroci uticaja zarada u sektoru države na zarade u privatnom sektoru su mnogostruki. Na primer, ukoliko je za isti posao viša zarada u sektoru države nego u privatnom sektoru, to može dovesti kako do efekta signalizacije (*eng.* signaling), tj. indikatora poslodavcima da i oni moraju povećati zarade. Sa druge strane, moguće je da dođe i do pomeranja dela radne snage iz privatnog u državni sektor, u uslovima u kojima je ta mobilnost moguća, što takođe utiče na promenu zarada u privatnom sektoru (Evropska komisija, 2014). Uticaj naravno može da ide i u obrnutom pravcu, pa slične efekte mogu imati plate u privatnom sektoru na plate u sektoru države (Afonso & Gomes, 2008). Pored opisanih mehanizama, nekada i institucionalni mehanizmi dovode do toga da se plate u sektoru države prilagođavaju zaradama u privatnom sektoru (Evropska komisija, 2014).

Kako postoje argumenti za obostrane uticaje često se ispituje koji od dva sektora ima leadersku ulogu ili čija leaderska uloga je dominantnija. Liderstvo sektora države u formiranju zarada implicira da su privatne plate, pored produktivnosti određene i faktorima konkurentnosti sa državnim sektorom, a liderstvo privatnog sektora da vlada nema potpunu kontrolu nad zaradama svojih zaposlenih (Perez & Sanchez, 2011).

Rezultati studije Evropske komisije (2014) ukazuju na to da zarade u privatnom sektoru značajno reaguju na promene zarada u sektoru države, posebno u Italiji, Španiji, Portugaliji i Francuskoj. Sa druge strane, reakcije zarada u sektoru države na promene zarada u privatnom sektoru mnogo su manje izražene. Dodatno, ukoliko je kretanje zarada u sektoru države uzrokovano merama fiskalne konsolidacije, reakcija privatnih zarada nešto je manja, ali i dalje značajna.

Sa druge strane, primena metoda kointegracije na panel podacima ukazuje na to da postoji i dugoročna i kratkoročna veza zarada u sektoru države i zarada u sektoru prerađivačke industrije. Dugoročni uticaj veći je u zemljama u kojima je sektor države veći i u zemljama gde je dominantni oblik određivanja zarade u javnom sektoru pregovaranje (namesto centralizovane odluke). Sa druge strane, uticaj na kratak rok nešto je niži od dugoročnog uticaja i ne zavisi od veličine javnog sektora i načina pregovaranja (Evropska komisija, 2014).

Lamo, Perez i Schuknecht (2012) su koristili model sa korekcijom ravnotežne greške da bi ispitali dugoročne i kratkoročne efekte zarada u javnom sektoru u 18 OECD zemalja u periodu između 1970. i 2006. godine. Autori zaključuju da zarade privatnog sektora "vuku" zarade javnog sektora u SAD, Kanadi, Velikoj Britaniji, Švedskoj, Austriji, Grčkoj, Italiji, Španiji i Portugaliji, a da, sa druge strane, javni sektor u Irskoj, Norveškoj, Danskoj, Finskoj, Nemačkoj, Francuskoj, Holandiji i Belgiji, "vuče" privatne zarade. Na kratak rok, situacija je obrnuta pa postoje kratkoročni efekti privatnih zarada na javne u Danskoj, Finskoj, Nemačkoj, Francuskoj, Holandiji i Belgiji, a javne zarade utiču na privatne u Španiji i Velikoj Britaniji.

KORIŠĆENI PODACI, DESKRIPTIVNA I JEDNODIMENZIONA ANALIZA ZARADA

U ovom istraživanju biće korišćeni podaci o prosečnoj mesečnoj zaradi po oblastima koja prikuplja i obrađuje Republički zavod za statistiku Srbije (RZS). Podaci o zaradama zaposlenih kod pravnih lica u svim oblicima svojine prikupljeni su putem statističkog istraživanja RAD-1, dok su podaci o zaradama zaposlenih kod preduzetnika preuzeti iz evidencija Poreske uprave.

Za potrebe ovog istraživanja analiziraće se kretanja vremenskih serija: prosečna zarada u sektoru *Državna uprava i odbrana; obavezno socijalno osiguranje*, koji je dominantno u javnom⁶ i prosečna zarada u sektoru *Prerađivačka industrija*, koji je dominantno u privatnom vlasništvu⁷. Sektori su odabrani tako da u velikoj meri reprezentuju javni i privatni sektor, u skladu sa prethodnim istraživanjima (Evropska komisija, 2014).

⁶ Prema podacima iz Anekte o prihodima i uslovima života (2013) godine, 95% zaposlenih u ovom sektoru navodi da vlasništvo nad njihovom organizacijom ima država.

⁷ Prema istom istraživanju, 84% zaposlenih u ovom sektoru navodi da radi u privatnim preduzećima.

Ukupan uzorak za ispitivanje sastojao se od 88 opservacija o prosečnoj mesečnoj zaradi u dva sektora od januara 2009. godine, do aprila 2016. godine.

Deskriptivna statistika i jednodimenziona analiza serija zarada

Deskriptivna statistika zarada u dva sektora prikazana je u tabeli 1. U proseku, radnici u sektoru države imaju za oko 13.000 dinara više zarade u odnosu na radnike u sektoru prerađivačke industrije. Ovde treba istaći, da su ovde u pitanju prosečne zarade u dva sektora, te da jaz između ova dva sektora, delimično može biti i posledica razlika u karakteristikama radnika, kao što su obrazovni nivo, godine radnog iskustva, različitih zanimanja ili regionalne raspodele poslova i drugih faktora (Vladislavljević et al, 2015).

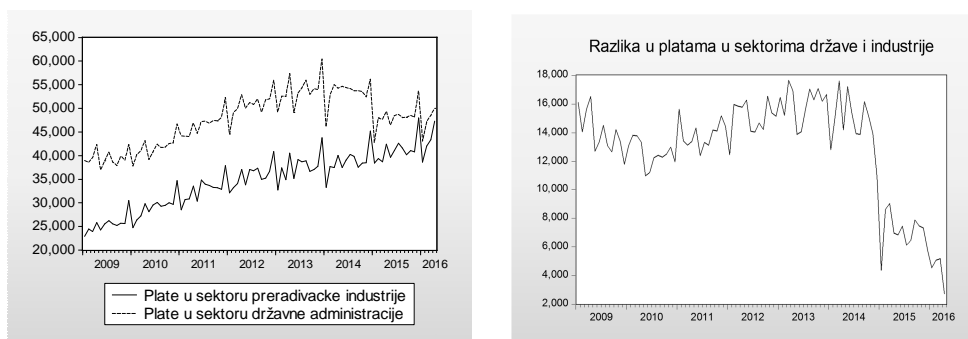
Tabela 1. Deskriptivna statistika zarada u sektoru države i prerađivačke industrije (jan 2009. - apr 2016.)

	N	Sredina	Std. Dev.	Min	Max
Sektor države	88	47,706	5,582	36,964	60,447
Sektor prerađivačke industrije	88	34,776	5,906	22,872	47,968

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Slika 1 levo prikazuje kretanje plata u sektoru države i plata u sektoru prerađivačke industrije u periodu od januara 2009. godine do aprila 2016. godine. Na grafikonu se jasno uočava da su zarade u sektoru države više nego u sektoru prerađivačke industrije u celom posmatranom periodu.

Slika 1. Kretanje zarada u sektoru države i prerađivačke industrije (levo) i njihova razlika (desno)

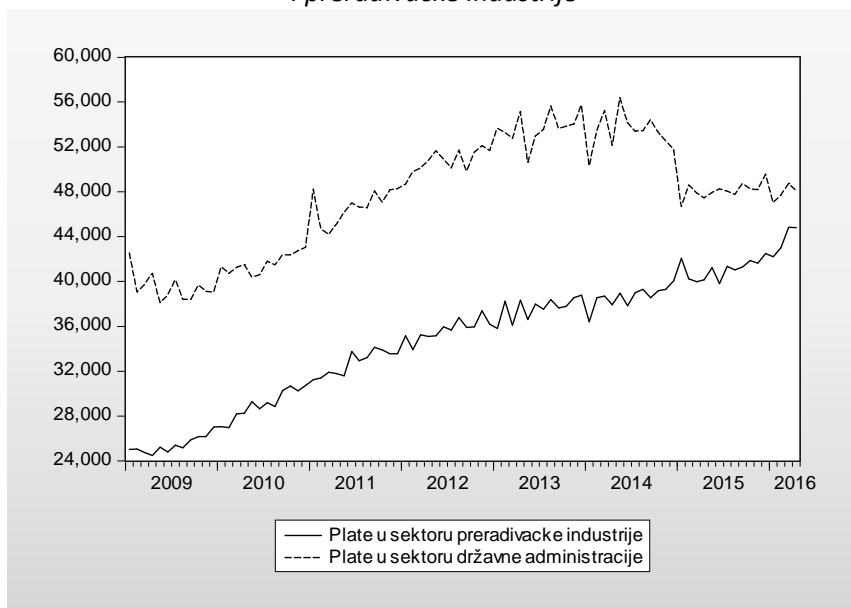


Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Ipak sa druge strane, uočljiv je i trend smanjivanja jaza između dva sektora, koji je uzrokovan smanjivanjem zarada u javnom sektoru za 10% početkom 2015. godine, u sklopu mera fiskalne konsolidacije. Nakon smanjivanja zarada u javnom sektoru za 10%, razlika u zaradama smanjila se sa oko 14.000 dinara, koliko je iznosila u proseku do kraja 2014. godine, na oko 7.000 dinara koliko iznosi od početka 2015. godine do danas. Trendovi na početku 2016. godine ukazuju na to da ta razlika postaje još niža (Slika 1 desno), usled zabrane povećavanja zarada u javnom sektoru do 2017. godine.

Obe serije, poseduju izraženu sezonsku komponentu, pa pre nego što se pristupi daljoj analizi neophodno je izvršiti desezoniranje obe serije. Desezoniranje vršimo uz pomoć metoda pokretnih proseka primenom programskog paketa Eviews. Plate u sektoru države, pored pomenutog smanjenja zarada, koji je doveo do trajnog loma u nivou serije (tj. jednokratnog loma u prvoj diferenci), karakteriše još nekoliko jednokratnih lomova u seriji (januar 2011, maj 2013, januar 2014).

Slika 2. Desezonirano kretanje zarada u sektoru države i prerađivačke industrije



Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Testiranje prisustva jediničnog korena proširenim Diki-Fulerovim testom (Prilog 1) ukazuje na prisustvo jediničnog korena u obe serije (sektor države: $ADF(2) = 0.376 > ADF^{0,05}(2,85) = -2.9$; industrija: $ADF(2) = -0.249 > ADF^{0,05}(2,85) = -2.9$). Kod

testiranja jediničnog korena za zarade u sektoru države uključene su i četiri veštačke promenljive, kojima se kontroliše efekat četiri jednokratna loma u prvoj diferenci (januar 2011, maj 2013, januar 2014, januar 2015), a koje ne menjaju raspodelu i kritične vrednosti ADF testa (Mladenović i Nojković, 2015, str. 225). Kako je model koji ispitujemo ADF (2) model, u testiranje su uključene i tri doznje pomenutih veštačkih promenljivih. Za obe serije, otklanjanje autokorelacije podrazumevalo je uključivanje dve doznje prve diference, što ukazuje na sličnu autokorelacionu strukturu dve serije, zbog koje možemo pretpostaviti da je njihova nestacionarnost slična, te da postoji velika mogućnost da su one kointegrirane.

Dalje testiranje proširenim Diki-Fulerovim testom ukazuje na to da su prve diference obe serije stacionarne (država: $ADF(1) = -11.94 < ADF^{0.05}(1,85) = -2.9$; industrija: $ADF(1) = -11.66 < ADF^{0.05}(1,85) = -2.9$). Slično testiranju u nivou serije, kod zarada u sektoru države, uključene su i četiri veštačke promenljive kojima se kontroliše efekat jednokratnih lomova, kao i dve doznje ovih promenljivih, usled činjenice da se radi o ADF (1) modelu.

Ceo postupak testiranja broja jediničnih korena u serijama zarada u sektoru države i prerađivačke industrije može se naći u prilogu.

ISPITIVANJE POVEZANOSTI IZMEĐU ZARADA U PRIVATNOM I JAVNOM SEKTORU

Da bi se ispitaio efekat uticaja zarada u javnom sektoru na zarade u privatnom sektoru i obrnutog efekta, nije dovoljno primeniti jednostavnu korelacionu (regresionu) analizu, zbog toga što zajedničko kretanje zarada u dva sektora može biti posledica činjenice da je njihovo kretanje uslovljeno zajedničkim faktorima (npr. kretanje društvenog proizvoda, stope nezaposlenosti, inflacije itd.). Takvu analizu moguće je sprovesti u okviru VAR modela, u okviru kojeg se obuhvataju efekti zajedničkog kretanja varijabli kroz vreme.

Sa druge strane, vremenske serije zarada često imaju karakteristiku nestacionarnosti, koja onemogućava analiziranje dugoročnih odnosa ovih varijabli sa drugim varijablama. Ipak, njihova analiza je moguća ukoliko su varijable koje se analiziraju međusobno kointegrirane, tj. ako je njihova dugoročna putanja usklađena.

Ispitivanje kointegracije vršeno je uz pomoć standardnih testova kointegracije (Engle & Granger, 1987; Stock & Watson, 1993). Testovi kointegracije biće primenjeni na podatke o prosečnoj mesečnoj zaradi iz ankete RAD, koje prikuplja i objavljuje Republički zavod za statistiku.

Ispitivanje povezanosti između prvih diferenci

Kao što je ustanovljeno u prethodnom delu, vremenske serije zarada u sektoru države i prerađivačke industrije su nestacionarne, tj. poseduju tačno jedan jedinični koren. U toj situaciji, nije moguća primena klasičnog linearnog regresionog modela i ocene po metodu običnih najmanjih kvadrata (ONK). Kada je serija nestacionarna, ona ima nestabilnu varijansu i ne može se smatrati da ona uzima fiksirane vrednosti u ponovljenim uzorcima, već i objašnjavajuća promenljiva predstavlja slučajnu promenljivu. U toj situaciji narušena je pretpostavka o tome da ne postoji korelacija između objašnjavajuće promenljive i slučajne greške, što dovodi do toga da metod ONK daje nekonzistentne ocene, kao i ocene koje nemaju normalnu raspodelu, pa nije moguće primenjivati standardnu grupu testova za zaključivanje, zasnovanu na t i F statistici (Mladenović i Nojković, 2015, str. 263).

Da bi se stabilizovala varijansa i time otklonila nestacionarnost u varijablama koje su u modelu moguće je ispitivati povezanost između prvih diferenci serije, pod uslovom da su prve diference stacionarne, odnosno da serije poseduju tačno jedan jedinični koren. Kao što je ranije pokazano zarade i u sektoru države i u sektoru prerađivačke industrije imaju tačno jedan jedinični koren, tako da ispitivanje povezanosti njihovih prvih diferenci u okviru modela ONK je moguće. Tada se ocenjuje model

$$\Delta w_{ind,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta w_{gov,t} + e_t, \quad (1)$$

gde je $\Delta w_{ind,t}$ prva diferencija zarada u sektoru prerađivačke industrije, a $\Delta w_{gov,t}$ prva diferencija zarada u sektoru Državna uprava, odbrana i obavezno socijalno osiguranje.

Ocenjeni model dat je u tabeli 2. Model, zbog stabilizacije reziduala, pored prve diferencije plata u javnom sektoru sadrži i prve dve donje prve diferencije plata u sektoru prerađivačke industrije, kao i već opisani strukturni lom, koji se duguje lomu u prvoj diferenciji serije plata. Nakon ubacivanja ovih varijabli, reziduali

regresije su normalni ($JB=0,07$, $p=0,96$) i više u njima nema autokorelacije ($Q(12)=5,08$; $p=0,95$).

Vrednost koeficijenta iz regresione analize iznosi 0,14 ($p<0,01$) i ukazuje da je povećanje (smanjenje) plata u sektoru države od 1,000 dinara povezano sa kratkoročnim povećavanjem (smanjivanjem) plata u sektoru prerađivačke industrije od 140 dinara.

Tabela 2. Ocena kratkoročne povezanosti zarada u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije

Varijabla	Koeficijent	Stan. greška	T	p
Konstanta	442.86	82.82	5.34	0.0000
Strukturni lom (januar 2015)	2910.49	712.92	4.08	0.0001
Plate u sektoru države (prva diferencija)	0.14	0.04	3.09	0.0028
Plate u sektoru prerađivačke industrije (prva diferencija, $t-1$)	-0.76	0.09	-7.91	0.0000
Plate u sektoru prerađivačke industrije (prva diferencija, $t-2$)	-0.37	0.09	-3.86	0.0002

Zavisna varijabla: Plate u sektoru prerađivačke industrije (Prva diferencija)

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Međutim na ovaj način, iako su ispunjeni uslovi za ocenjivanje modela uz pomoć ONK, nije moguće ispitivanje dugoročne ravnotežne veze između zarada u sektoru industrije i države. Na ovaj način, meri se samo kratkoročni efekat.

Kointegracija između zarada u privatnom i javnom sektoru

Sa druge strane, ocenjivanje dugoročne ravnotežne veze između nestacionarnih serija moguće je ukoliko su one kointegrirane. Kointegracija je situacija u kojoj je linearna kombinacija nestacionarnih vremenskih serija stacionarna, tj. "u kojoj zajedničko kretanje nestacionarnih vremenskih serija poprima stacionarni karakter" (Mladenović i Nojković, 2015). Drugim rečima, u toj situaciji reziduali iz modela poprimaju karakteristike procesa "beli šum", ili se mogu modelirati stacionarnim ARMA modelima, pa se vrednosti koeficijenata iz regresije mogu koristiti kao pouzdane. Na taj način, ukoliko postoji kointegraciona veza između dve vremenske serije može se reći da su serije na dugi rok usklađene.

Testiranje kointegracije DFR testom

Ispitivanje stacionarnosti linearne kombinacije vrši se preko testova kointegracije, koji se zasnivaju na tzv. kointegracionoj jednačini koja uzima opšti oblik ONK modela. U našem, konkretnom slučaju pišemo:

$$w_{ind,t} = \beta_0 + \beta_1 w_{gov,t} + e_t, \quad (2)$$

gde su $w_{ind,t}$ zarade u sektoru prerađivačke industrije, a $w_{gov,t}$ zarade u sektoru Državna uprava, odbrana i obavezno socijalno osiguranje.

Najpre se ocenjuje kointegraciona jednačina običnim ONK modelom, a zatim se testira nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena u ocenjenim rezidualima iz kointegracione jednačine. Prihvatanje nulte hipoteze znači da dve vremenske serije nisu kointegrirane. U suprotnom, ukoliko odbacimo nultu hipotezu, prihvatamo alternativnu, da su reziduali stacionarni, a vremenske serije kointegrirane. Testiranje hipoteze o postojanju jediničnog korena u rezidualima obavlja se uz pomoć Diki-Fulerovog testa reziduala (DFR test). Ovaj test ima drugačiju asimptotsku raspodelu i samim tim i drugačije vrednosti raspodele u odnosu na običan DF test.

Tabela 3 prikazuje ocenu kointegracione jednačine. U model zarada u sektoru prerađivačke industrije je, pored zarada u sektoru države uključena i veštačka promenljiva *Trajni lom (januar 2015-april 2016)*, koja uzima nenulte vrednosti počevši od januara 2015. godine. Veštačka promenljiva je uključena u analizu nakon uvida u seriju reziduala koji su bili izrazito pozitivni u periodu nakon januara 2015. godine, zbog već opisanog smanjenja plata u javnom sektoru.

Tabela 3a. Ocena kointegracione jednačine između zarada u sektoru prerađivačke industrije i sektora države ONK metodom

Varijabla	Koeficijent	Stan. greška	T	p
Konstanta	-5831.13	1307.09	-4.46	0.0000
Trajni lom (januar 2015-april 2016)	8183.23	363.04	22.54	0.0000
Plate u sektoru države (nivo serije)	0.82	0.03	30.07	0.0000

Zavisna varijabla: Plate u sektoru prerađivačke industrije (Nivo serije)

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Tabela 3b prikazuje rezultate testiranja Diki-Fulerovog testa reziduala. Ocenjujemo model u kojem prvu diferencu reziduala regresiramo na vrednost reziduala pomaknutu za jednu dočnju. Reziduali iz ove jednačine (slika 3) su normalno raspoređeni (JB= 1,91; p=0,38) i nisu autokorelisani ($Q(16) = 10.58$; p=0,839). Testiramo nultu hipotezu o tome da su reziduali nestacionarni, tj. da serije nisu kointegrirane. Kritična vrednost za odbacivanje nulte hipoteze, za dve promenljive u modelu dobija se prema formuli $-3.3377 - 5.967/T - 8.98/T^2$ i za uzorak obima 86 iznosi -3.407^8 . Dobijena vrednost DFR testa iznosi $-6,121$ i niža je od kritične vrednosti testa, na osnovu čega zaključujemo da su reziduali stacionarni, a serije zarada u sektoru države i prerađivačke industrije kointegrirane. Preliminarna analiza reziduala ukazuje na to da se reziduali mogu dobro opisati AR(1) procesom.

Tabela 3b. Diki-Fulerov test stacionarnosti reziduala iz regresije povezanosti plata u sektoru prerađivačke industrije i plata u sektoru države

Varijabla	Koeficijent	Stan. greška	T	p
Konstanta	-5831.13	1307.09	-4.46	0.0000
Reziduali iz kointegracione jednačine (prva diferencija)	8183.23	363.04	22.54	0.0000

Zavisna varijabla: Reziduali iz kointegracione jednačine (Nivo serije)

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Robustnost ovog rezultata testirana je tako što je model ocenjen na 72 opservacije, u periodu pre nego što je nastupio strukturni lom (januar 2009. - decembar 2014)⁹. Vrednosti koeficijenta u kointegracionoj jednačini su relativno slične, a testiranje DFR testom (reziduali u jednačini reziduala su normalno raspoređeni i nisu autokorelisani) ukazuje na opravdanost odbacivanja nulte hipoteze o postojanju jediničnog korena u seriji reziduala i prihvatanju zaključka da su plate u sektoru države i prerađivačke industrije kointegrirane. Vrednost DFR testa je -5.974 i niža je u odnosu na kritičnu vrednost od $-3,423$, za 71 opservaciju i dve promenljive u kointegracionoj jednačini.

⁸ Ukoliko uzmemo u obzir da se u analizi ocenjuje i slobodan član, možemo da kažemo da se u modelu nalaze tri parametra. U tom slučaju kritična vrednost DF testa reziduala određuje se prema formuli $3.7429 - 8.352/T - 13.41/T^2$ i za uzorak obima 86 iznosi -3.842 . I u tom slučaju dobijena vrednost DFR testa je niža od kritične vrednosti, pa sa većom sigurnošću možemo da zaključimo da su serije zarada kointegrirane.

⁹ Detaljni rezultati ispitivanja robusnosti rezultata mogu se dobiti na zahtev, od autora.

Dinamički ONK metod

Pored metoda ONK za ocenjivanje dugoročne relacije i ispitivanje kointegracije korišćen je i dinamički ONK metod (Stock & Watson, 1993). U slučaju dve varijable, metod polazi od toga da se dugoročni odnos dve varijable može opisati trijangularnom reprezentacijom oblika:

$$\Delta w_{gov,t} = e_{gov,t} \quad (3a)$$

$$w_{ind,t} = \beta_0 + \beta_1 w_{gov,t} + e_t \quad (3b)$$

pri čemu su procesi $e_{gov,t}$ i e_t stacionarni, ali ne i nužno nezavisni na dugi rok. Upravo ta moguća zavisnost $e_{gov,t}$ i e_t može dovesti do pristrasnosti u ocenjivanju parametra β_1 u jednačini (2b). Zbog toga se uvodi transformacija greške e_t , takva da ona, po definiciji, bude nezavisna od $e_{gov,t}$, oblika $v_t = e_t - E(e_t | e_{gov,t})$, gde se može pokazati da je $E(e_t | e_{gov,t}) = d(L)\Delta w_{gov,t}$, pri čemu je $d(L)$ dvostrano, tj. obuhvata i vrednosti serije sa docnjom i vrednosti serije pomerene unapred (eng. lags and leads).

Na taj način jednačina (3b) proširuje se, u opštem slučaju, sa L diferenci sa docnjom, L diferenci sa pomakom unapred uz novu, nezavisnu slučajnu grešku v_t :

$$w_{ind,t} = \beta_0 + \beta_1 w_{gov,t} + d(L)\Delta w_{gov,t} + v_t. \quad (4)$$

Model se u praksi najčešće, dopunjuje jednom diferencom sa docnjom i jednom diferencom sa pomakom unapred. Drugim rečima ocenjuje se model:

$$w_{ind,t} = \beta_0 + \beta_1 w_{gov,t} + \beta_{21}\Delta w_{gov,t-1} + \beta_{22}\Delta w_{gov,t} + \beta_{23}\Delta w_{gov,t+1} + v_t. \quad (5)$$

Ovaj metod ocenjivanja posebno je pogodan u malim uzorcima, a razlikuje se od običnog ONK, tako što se stabilnost ocena kontroliše dodavanjem diferenci regresora koje su pomerene za određeni broj docnji unapred i unazad (eng. *leads* i *lags*), a ocenjivanje metodom dinamičkog ONK daje efikasnije ocene u odnosu na ocene običnim ONK.

Tabela 4a pokazuje ocenu kointegracione jednačine metodom dinamičkog ONK modela. Kao i ranije u model zarada u sektoru prerađivačke industrije je, pored zarada u sektoru države uključena i veštačka promenljiva *Trajni lom* (januar 2015-

april 2016), koja uzima nenulte vrednosti počevši od januara 2015. godine, a ocenjene vrednosti koeficijenata slične su vrednostima dobijenim u ONK modelu.

Tabela 4a. Ocena kointegracione jednačine između zarada u sektoru prerađivačke industrije i sektora države u dinamičkom ONK modelu

Varijabla	Koeficijent	Stan. greška	T	p
Konstanta	-5767.19	1958.89	-2.94	0.0043
Trajni lom (januar 2015-april 2016)	7699.21	572.52	13.44	0.0000
Plate u sektoru države (nivo serije)	0.82	0.04	21.20	0.0000

Zavisna varijabla: Plate u sektoru prerađivačke industrije (Nivo serije)

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Tabela 4b prikazuje rezultate testiranja Diki-Fulerovog testa reziduala. Reziduali iz ove jednačine (slika 4) su normalno raspoređeni ($JB=0,06$; $p=0,97$) i nisu autokorelisani ($Q(16)=9,65$; $p=0,458$).

Tabela 4b. Diki-Fulerov test stacionarnosti reziduala iz regresije povezanosti plata u sektoru prerađivačke industrije i plata u sektoru države (dinamički ONK metod)

Varijabla	Koeficijent	Stan. greška	T	p
Konstanta	51.24	94.75	0.54	0.5902
Reziduali iz kointegracione jednačine (prva diferencija)	-0.45	0.096	-4.68	0.0000

Zavisna varijabla: Reziduali iz kointegracione jednačine (Nivo serije)

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Testiranje nulte hipoteze o tome da su reziduali nestacionarni, kao i kod ONK ukazuje na to da treba odbaciti nultu hipotezu i prihvatiti alternativnu da su reziduali stacionarni, a zarade u dva sektora kointegrirane. Kritična vrednost za odbacivanje nulte hipoteze, za dve promenljive u modelu, kao i ranije dobija se prema formuli $-3.3377 - 5.967/T - 8.98/T^2$ i za uzorak obima 84 iznosi -3.410^{10} , a

¹⁰ Kao i ranije robusnost rezultata proveravamo i u odnosu na kritičnu vrednost za model sa tri parametra. Kao što je već rečeno, kritična vrednost DF testa reziduala tada se određuje prema formuli $3.7429 - 8.352/T - 13.41/T^2$ i za uzorak obima 84 iznosi -3.844 , što je niže opet niže od dobijene vrednosti DFR testa, pa opet zaključujemo da su serije zarada kointegrirane. Detaljni rezultati ispitivanja robusnosti mogu se dobiti od autora.

dobijena vrednost DFR testa je niža od nje i iznosi -4,684. Dobijena vrednost nešto je niža nego kod običnog ONK modela, usled toga što se nalazi više varijabli u kointegracionoj jednačini. Slično prethodnoj analizi, verovatno da se reziduali mogu dobro opisati AR(1) procesom.

Testiranje postojanja kointegracije, pored DFR testom reziduala ispitujemo i Hansenovim testom nestabilnosti (pandan KPSS testu kod ADF testova, kod kojeg je nulta hipoteza da su serije kointegrirane) i Engle-Grejnđzerovim (eng. Engle-Granger) testom. Hansenov test (Tabela 4c) testira nultu hipotezu da su vremenske serije kointegrirane i on ja analogan KPSS testu jediničnog korena kod jednodimenzionih vremenskih serija. Vrednost Hansenove Lc statistike (broj stohastičkih trendova) iznosi 0,01 i nije značajna ($p > 0,02$), tako da i Hansenov test ukazuje na to da su vremenske serije zarada u sektoru države i prerađivačke industrije kointegrirane.

Tabela 4c. Hanseon-ov test stacionarnosti reziduala iz regresije povezanosti plata u sektoru prerađivačke industrije i plata u sektoru države (dinamički ONK metod)

Test	Koeficijent	p
Hansenov test (Lc statistic)	0.02	> 0.2
Engle-Grejndžerov tau test	-6.16	0.0000
Engle-Grejndžerov z test	-51.01	0.0000

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Slično tome i Engle-Grangerov test (Engle & Granger, 1987), koji je pandan proširenom Diki-Fulerovom testu kod jednodimenzionih vremenskih serija, takođe ukazuje na kointegriranost serija zarada dva sektora. Vrednost Engle-Grangerovog tau statistika iznosi -6,16 i takođe ukazuje na to da treba odbaciti nultu hipotezu o tome da se u reziduali nestacionarni. Prema Švarcovom informacionom kriterijumu, u testiranje reziduala nije trebalo uključiti docnje.

Robusnost rezultata, ispitivana ocenjivanjem modela na uzorku od januara 2009. godine do decembra 2014 godine, bez strukturnog loma ukazuje na to da slične zaključke. Jedini izuzetak je Hansenov test, koji ukazuje da treba odbaciti nultu hipotezu o tome da su reziduali stacionarni ali na samoj granici statističke značajnosti ($Lc = 0,47$; $p = 0,048$)¹¹.

¹¹ Detaljni rezultati ispitivanja robusnosti rezultata mogu se dobiti na zahtev, od autora.

Ocenjivanje povezanosti zarada u dva sektora u okviru VAR modela

U prethodnom delu rada, nakon detaljnog ispitivanja kointegracione veze ustanovljeno je da su plate u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije kointegrirane. Na taj način pokazano je da su ispunjeni uslovi za ispitivanje povezanosti nivoa ove dve serije u okviru VAR modela, jer dve vremenske serije sa jediničnim korenom mogu biti analizirane u okviru VAR modela ukoliko su kointegrirane. Analiza u okviru VAR modela i na njoj zasnovan Grejndžerov test uzročnosti nam daju odgovor na pitanje koja od ove dve serije je "lider", tj. koja od ove dve serije utiče na formiranje druge serije.

U tabeli 6 dati su rezultati ocenjivanja VAR modela obe varijable kao i Grejndžerov test uzročnosti¹². U okviru VAR modela, uključene su tri docnje¹³, veštačke promenljive za jednokratne strukturne lomove u januaru 2011., 2014., i 2015. godine, kao i veštačka promenljiva za trajan strukturni lom od januara 2015. godine do kraja posmatranog perioda (Tabela P8).

Tabela 5. VAR model: zarade u sektoru prerađivačke industrije i zarade u sektoru države

	PD(-1)	PD(-2)	PD(-3)	PI(-1)	PI(-2)	PI(-3)	Test uzročnosti
Plate u sektoru države (PD)	0.26**	0.11	0.29**	-0.13	0.44**	0.06	12.58**
Plate u sektoru prerađivačke industrije (PI)	-0.09	-0.03	-0.06	0.22** *	0.52**	0.46**	6.41

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

*Napomena: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$*

¹² Celokupni rezultati ocenjivanja VAR modela, sa standardnim greškama i t-statistikom mogu se dobiti od autora, na zahtev. Ocenjivanje je vršeno kako na celokupnom uzorku (januar 2009. - april 2016), tako i na uzorku koji uključuje isključivo period pre nego što je nastupio strukturni lom (januar 2009. - decembar 2014). Testovi ukazuju na slične rezultate tako da ovde prikazujemo samo analizu na celokupnom uzorku.

¹³ Od tri informaciona kriterijuma, Akaikeov kriterijum sugeriše uključivanje četiri docnje u model, dok Švarcov i Hana-Kvinov kriterijum sugerišu tri docnje. Kako obe specifikacije ukazuju na odsustvo autokorelacije u rezidualima, opredelili smo se za specifikaciju sa tri docnje.

Analiza VAR modela ukazuje na to da zarade u sektoru prerađivačke industrije utiču na zarade u sektoru države, jer druga docnja zarada prerađivačke industrije ima statistički značajan efekat na nivo serije zarada u sektoru države ($b=0,44$; $t=2,98$, $p<0,01$). Drugim rečima, rast zarada u sektoru prerađivačke industrije uzrokuje rast zarada u sektoru države nakon dva meseca. Sa druge strane, nema dokaza o uticaju zarada u sektoru države na zarade u sektoru prerađivačke industrije.

Ovaj rezultat potvrđen je u okviru Grejndžerovog testa uzročnosti (Tabela P9) koji ukazuje na to da plate u sektoru prerađivačke industrije uzrokuju, u smislu Grejndžera, plate u sektoru države ($\chi^2(3) = 12,58$; $p<0,01$), dok plate u sektoru države ne uzrokuju plate u sektoru prerađivačke industrije ($\chi^2(3) = 6,41$; $p>0,05$).

REZIME REZULTATA I ZAKLJUČCI

Ovaj rad je imao za cilj da pokaže da li je kretanje plata u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije dugoročno usklađeno, tj. da li su ove dve vremenske serije kointegrirane, kao i da li jedna od dve posmatrane serije ima uticaj na drugu.

Bez obzira na veličinu uzorka, način ocenjivanja kointegracione jednačine ili test stacionarnosti reziduala koji je korišćen, sva testiranja ukazuju na to da su vremenske serije zarada u sektoru države i sektoru kointegrirane. Jedini izuzetak je Hansenov test za kraći vremenski period (januar 2009 - decembar 2014), na osnovu kog na nivou značajnosti 0,05 odbacujemo nultu hipotezu da su reziduali stacionarni. Ipak, imajući u vidu ostale rezultate i robustnost nalaza, zaključujemo da su dve serije međusobno dugoročno usklađene. Vrednosti DFR statistika slične su nezavisno od načina na koji je ocenjena kointegraciona jednačina.

Ispitivanjem kointegracije utvrđeno je da postoje uslovi iza primenu metoda kojima se ocenjuje međuzavisnost između plata u sektoru države i prerađivačke industrije. Ocenjena vrednost koeficijenta dugoročne povezanosti između plate u dva sektora slična je kroz modele i kreće se oko 0,82 (Tabele 3a i 4a, i Tabele P6a i P7a u prilogu). Ipak ocenjena vrednost koeficijenta je verovatno precenjena, usled činjenice da druge ekonomske veličine, kao što su ukupna i sektorska privredna aktivnost, inflacija i nezaposlenost utiču na kretanje zarada u ova dva sektora.

Sa druge strane, analiza u okviru VAR modela ukazuje na to da pravac uzročnosti ove povezanosti ide u smeru suprotnom od očekivanog. VAR model i ispitivanje uzročnosti u smislu Grejndžera, ukazuju da plate u privatnom sektoru utiču na

plate u sektoru države, dok uzročnost u suprotnom pravcu nije statistički značajna. Ipak, na osnovu predložene analize nije moguće reći da li "liderstvo" plata u sektoru prerađivačke industrije direktno uzrokuje povećanje zarada u sektoru države ili postoji neka druga veličina koja utiče na obe varijable. U prvom scenariju u procesu pregovaranja o visini zarade u sektoru države, akteri pregovaranja direktno uzimaju u obzir rast zarada plata u sektoru prerađivačke industrije. U drugom scenariju, druge ekonomske veličine, kao što su npr. trendovi u obimu industrijske proizvodnje, produktivnost rada u ovom sektoru itd, najpre utiču na plate u sektoru prerađivačke industrije, a zatim kroz povećanje prosečne zarade i inflacije na plate u državnom sektoru.

U tom smislu, naredna istraživanja treba da uključe i druge relevantne varijable da bi se odredio pravi intenzitet relacija i kratkoročnog i dugoročnog uticaja zarada u sektoru države na zarade u sektoru prerađivačke industrije, kao i povratnog uticaja, neophodno je uključiti. Analiza u ovom radu, pokazala je da su zarade u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije kointegrisane, te da ima osnova dalje ispitivati njihovu međusobnu povezanost.

ZAHVALNICA

Ovaj rad je deo istraživačkih projekata pod šiframa 47009 (Evropske integracije i društveno-ekonomske promene privrede Srbije na putu ka EU) i 179015 (Izazovi i perspektive strukturnih promena u Srbiji: Strateški pravci ekonomskog razvoja i usklađivanje sa zahtevima EU), finansiranih od strane Ministarstva za nauku i tehnološki razvoj Republike Srbije.

LITERATURA

- [1] Afonso, A. and P. Gomes, (2008), "Interactions between private and public sector wages", ECB Working Paper 971. 11.
- [2] Avlijaš, S., Ivanović, N., Vladislavljević, M. and Vujić, S., (2013), "Gender pay gap in the Western Balkan countries: evidence from Serbia, Montenegro and Macedonia", FREN - Foundation for the Advancement of Economics, Belgrade.
- [3] de Castro, F., Salto, M., & Steiner, H. (2013). The gap between public and private wages: new evidence for the EU (No. 508). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.

-
- [4] Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- [5] Evropska komisija (2014): *Government wages and labour market outcomes*. EUROPEAN ECONOMY, Occasional Papers 190.
- [6] Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- [7] Jeločnik, M., Zubović, J. and Đukić, M. (2016) Implications of globalization on growing external debt in eight transition economies. In: *Global perspectives on trade integration and economies in transition*. Information Science Reference, Hershey, PA, str. 80-104.
- [8] Lamo, A., J.J. Perez and L. Schuknecht, (2012), "Public or private sector wage leadership? An international perspective", in: *Scandinavian Journal of Economics*, 114(1), 228-244.
- [9] Mladenović, Z., & Nojković, A. (2015). *Primenjena analiza vremenskih serija*. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta. Beograd.
- [10] Perez, J.J. and A.J. Sanchez, (2011), "Is there a signalling role for public wages? Evidence of the euro area based on macro data", *Empirical Economics*, 41/2, 421-445.
- [11] Republika Srbija (2014): *Zakon o privremenom uređivanju osnovica za obračun i isplatu plata, odnosno zarada i drugih stalnih primanja kod korisnika javnih sredstava*, Sluzbeni glasnik RS, br. 116/2014, Beograd
- [12] Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- [13] Vladislavljević, M., Avlijaš, S., and Vujić, S., (2015), "Gender Wage Inequality in the Western Balkans". In *Inequalities During and After Transition in Central and Eastern Europe*, Perugini C. and Pompei F., str. 222-243, Palgrave Macmillan UK.

PRILOG**Ispitivanje jediničnog korena u serijama**

Tabela P1. Ispitivanje postojanja jediničnog korena u seriji plate u sektoru prerađivačke industrije - nivo serije (prošireni Diki-Fulerov test)

Varijabla	Koeficijent	Stand. greška	t	p
Konstanta	3717.506	2026.206	1.834713	0.0703
Trend	26.26166	17.17249	1.529286	0.1301
Plate u sektoru prerađivačke industrije (Nivo serije, t-1)	-0.126912	0.080187	-1.582698	0.1174
Plate u sektoru prerađivačke industrije (Prva diferencija, t-1)	-0.727228	0.116558	-6.239185	0.0000
Plate u sektoru prerađivačke industrije (Prva diferencija, t-2)	-0.327781	0.107348	-3.053455	0.0031

Zavisna varijabla: Plate u sektoru prerađivačke industrije (Prva diferencija)

Tabela P2. Ispitivanje postojanja jediničnog korena u seriji plate u sektoru prerađivačke industrije - prva diferencija serije (prošireni Diki-Fulerov test)

Varijabla	Koeficijent	Stand. greška	t	p
Konstanta	522.2569	173.9372	3.002560	0.0036
Trend	-0.424626	3.284665	-0.129275	0.8975
Plate u sektoru prerađivačke industrije (Prva diferencija, t-1)	-2.181236	0.187082	-11.65924	0.0000
Plate u sektoru prerađivačke industrije (Druga diferencija, t-1)	0.366875	0.105433	3.479695	0.0008

Zavisna varijabla: Plate u sektoru prerađivačke industrije (Druga diferencija)

Tabela P3. Ispitivanje postojanja jediničnog korena u seriji plate u sektoru države - nivo serije (prošireni Diki-Fulerov test, sa uključenim jednokratnim lomovima)

Varijabla	Koeficijent	Stand. greška	t	p
Konstanta	1217.124	1974.077	0.616553	0.5393
Trend	-10.18346	9.973627	-1.021039	0.3103
Plate u sektoru države (Nivo serije, t-1)	-0.011944	0.047810	-0.249810	0.8034
Plate u sektoru države (Prva diferencija, t-1)	-0.616757	0.111230	-5.544857	0.0000
Plate u sektoru države (Prva diferencija, t-2)	-0.318020	0.104719	-3.036888	0.0032

Zavisna varijabla: Plate u sektoru države (Prva diferencija). Tabela ne sadrži ocene koeficijenata za varijalbe loma i njihove docnje, koje se mogu dobiti od autora, na zahtev.

Tabela P4. Ispitivanje postojanja jediničnog korena u seriji plate u sektoru države - prva diferencija serije (prošireni Diki-Fulerov test, sa uključenim jednokratnim lomovima)

Varijabla	Koeficijent	Stand. greška	t	p
Konstanta	548.9589	241.1093	2.276806	0.0259
Trend	-4.836426	4.751045	-1.017971	0.3122
Plate u sektoru države (Prva diferencija, t-1)	-1.949352	0.163220	-11.94310	0.0000
Plate u sektoru države (Druga diferencija, t-1)	0.303312	0.090269	3.360104	0.0013

Zavisna varijabla: Plate u sektoru države (Druga diferencija). Tabela ne sadrži ocene koeficijenata za varijalbe loma i njihove docnje, koje se mogu dobiti od autora, na zahtev.