

ANALIZA FAKTORA ŠTEDNJE STANOVNIŠTVA U BIH PRIMJENOM ECM METODOLOGIJE

Irma Đidelija | Docent; Ekonomski fakultet Univerziteta „Džemal Bijedić“ u Mostaru, Mostar;
irma.djidelija@unmo.ba

Apstrakt: *Svrha ovog istraživanja je ispitati faktore koji utiču na štednju domaćinstava u BiH. Domaća štednja kao alternativni izvor kapitala, prema mišljenju većine ekonomista, mnogo je pouzdaniji i racionalniji izvor investicijskih fondova u poređenju sa ostalim. Stoga je cilj ovog istraživanja utvrditi koji faktori mogu potaknuti domaću štednju domaćinstava uz daljnje reprekusije na ukupni ekonomski rast. Većina analiza uglavnom je makroekonomski usmjerena na ukupnu privatnu štednju. Na taj način se ne pravi razlika između privatne štednje u apsolutnom smislu i pojedinih odrednica privatne štednje. Odvojeno praćenje odrednica privatne štednje posebno je važno za male, rastuće ekonomije. Ovim istraživanjem ispitan je uticaj makroekonomskih i finansijskih faktora štednje domaćinstava na temelju kvartalnih podataka Agencije za statistiku BiH i Centralne banke Bosne i Hercegovine za razdoblje 2000–2016. U tu svrhu, desezoniranje varijabli urađeno je primjenom X-13 ARIMA i TRAMO/SEATS. Ispitivana je stacionarnost sezonski prilagođenih varijabli putem: proširenog Dickey–Fuller testa jediničnog korijena, Phillips–Perron testa jediničnog korijena i Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin testa stacionarnosti. Model je uključio samo nestacionarne varijable prvog reda integritisanosti, koje su također kointegrirane, što je uslov za primjenu metode korekcije greške (ECM). Među koeficijentima međuzavisnosti na dugi rok samo su se koeficijenti uz rashode opće vlade u % BDP, vanjskotrgovinski saldo u % BDP i saldo tekućeg računa u % BDP pokazali statistički značajno različiti od nule. Prva dva koeficijenta imaju pozitivan predznak dok je uticaj učešća salda tekućeg računa u bruto društvenom proizvodu negativan. Jednoprocentno povećanje učešća rashoda opće vlade i vanjskotrgovinskog salda u relativnom iznosu bruto društvenog proizvoda dovest će na dugi rok do povećanja stope štednje stanovništva za 4.1% i 3.5% respektivno. Dobijeni rezultati istraživanja mogu biti značajni indikatori za adekvatne mjere monetarne i fiskalne politike BiH, a mogu biti i indikatori za ukupnu makroekonomsku politiku države.*

Ključne riječi: *štednja, ekonometrijska analiza, mjere ekonomske politike*

JEL klasifikacija: *C32, E21*

UVOD

Štednja u određenoj zemlji općenito se definira kao iznos sredstava ili dohotka proizvedenog u određenoj ekonomiji tokom određenog vremenskog razdoblja (obično razdoblje od jedne godine) koji se nije odmah iskoristio, ali je ostavljen da se koristi na taj način da poveća prinose posmatrane ekonomije u godinama koje dolaze. Privatna štednja dio je dohotka koji ostaje nepotrošen, na taj način izlazeći iz kružnog toka dohotka, te se ostavlja za buduću potrošnju (Mankiw, 2007). U ovom radu fokus će se staviti na štednju domaćinstava, iako neke empirijske studije ne prave razliku između štednje domaćinstava i štednje privatnih profitnih preduzeća (Kolasa & Liberda, 2015.). Istražit će se osnovne determinante štednje domaćinstava, slijedeći trend iste u razdoblju 2000. - 2016. u Bosni i Hercegovini, na temelju ključnih teorijskih i empirijskih odrednica štednje, uz ispitivanje ročnog uticaja određenih determinanti.

Banke imaju središnju ulogu na finansijskim tržištima u BiH, pa se, kao najčešći oblik štednje, pojavljuju bankarski depoziti, umjesto ulaganja na tržištu kapitala. Da je tržište kapitala u BiH razvijenije, u smislu da država izdaje vrijednosne papire za infrastrukturu, držanje obveznica ove vrste bilo bi isplativije od depozita po viđenju jer bi donijelo više kamatne stope. Dakle, kratki novac, koji uključuje i inostranu imovinu banaka i rezerve Centralne banke iznad obaveznih rezervi, mogao bi se ulagati na tržištu kapitala, tj. kratki novac bi zapravo bio izvor štednje na tržištu kapitala. Preduslov za navedeno je likvidnost tržišta.

Štednja u BiH, posmatrana kao zbir dugoročnih depozita, raste unatoč nedavnoj svjetskoj finansijskoj krizi, ali i usporavanju ekonomskog rasta i političkoj nestabilnosti u zemlji. Na kraju septembra 2016. godine ukupni depoziti domaćinstava iznosili su 10,25 milijardi KM. Ovo ujedno predstavlja i najveći rast depozita do tada. Udio depozita domaćinstava u ukupnim depozitima komercijalnih banaka u BiH je 59,6%. Depoziti domaćinstava su u poređenju sa krajem septembra prethodne, 2015 godine, porasli za 6,6% ili 633,5 miliona KM. U poređenju sa decembrom 2008 godine, kada je počela ekonomska kriza, depoziti konstantno rastu u rasponu 8-15% na godišnjem nivou. Tako je ostvaren kumulativni rast depozita od 97% ili 5,05 milijardi KM. Tempo rasta depozita različito se mijenja ako se posmatraju različite ročne strukture depozita. Najbrži rast ostvaruju kratkoročni depoziti, tačnije transakcijski računi i depoziti po viđenju. U poređenju sa septembrom 2015 godine transakcijski računi su porasli za 329 miliona, ili 16,3%, dok su depoziti po viđenju porasli za 300 miliona KM ili 13,7%. Najveći procenat depozita stanovništva, u septembru 2016 godine, čine štedni i oročeni depoziti 52,8%. Transakcijski računi i depoziti po viđenju

čine 47,2% ukupnih depozita stanovništva. Kada je u pitanju valutna struktura depozita domaćinstava, u septembru 2016 godine, najveće učešće zauzimaju depoziti u eurima 51,1% ili 5,25 milijardi KM, zatim u KM valuti 43,6% učešća ili 4,47 milijarde KM, te depoziti u ostalim stranim valutama 5,3% ili 539 miliona KM. Kroz provedeno istraživanje u okviru ovog rada identificirani su faktori koji utječu na ovakvo kretanje štednje domaćinstva u BiH.

Rad je strukturiran u pet dijelova. Nakon uvodnih napomena, dat je pregled literature s posebnim naglaskom na naučne članke koji se bave problematikom faktora štednje, s obzirom na to da osnovna ekonomska teorija prepoznaje dohodak kao dominantni faktor štednje. Teoretski okvir istraživanja prikazan je u nastavku, s potencijalnim teorijskim i empirijskim doprinosima istraživanja. Najvažniji dio rada je pregled empirijskih rezultata. U ovom je dijelu prvo predstavljena metodologija istraživanja, a potom i ocjena i analiza postavljenog modela. Na kraju su data zaključna razmatranja sa sažetim rezultatima istraživanja.

PREGLED LITERATURE

U okviru empirijskih istraživanja može se primijetiti veliki broj faktora različitog karaktera koje se utiču na štednju, a mogu se svrstati u sljedeće grupe: finansijski faktori (kamatna stopa na depozite, razvoj finansijskog tržišta, razvijenost tržišta dionica), demografski faktori (stepen zavisne populacije, očekivani životni vijek, stopa urbanizacije), obrazovanje i zaposlenost (razina obrazovanja, oblik zaposlenja), vladina politika (javni prihodi i rashodi, javna štednja/budžetski deficit, oblici socijalne pomoći), dohodak, makroekonomska neizvjesnost (inflacija, CPI indeks), vanjski faktori (uvozne cijene, saldo tekućeg računa, trgovinski bilans). Pomenute studije koriste različite metodologije, sa ili bez ispitivanja ročnog učinka pojedinih faktora štednje, ukazujući na smjer i snagu odnosa između analiziranih pojava.

U skladu s većinom studija, štednja je pod utjecajem BDP-a kao dominantnog faktora, koji je priznat i ekonomskom teorijom, ali i pod utjecajem finansijskih varijabli, kao što su državni prihodi i rashodi, količina novca, oscilacije kamatnih stopa, kamatne stope na depozit i slično. Navedene varijable će se uključiti u model ovog istraživanja i u nastavku će se dati pregled empirijskih studija koje razmatraju ove varijable. Ove varijable su, također, zadovoljile kriterije za primjenu ECM metodologije.

Kamatna stopa je najznačajnija “pomoćna” varijabla u modelu Friedmana i Keynesa. Kamatna stopa može utjecati na štednju na različite načine. S jedne

strane, postoji efekt supstitucije, pri čemu rast kamatnih stopa povećava trenutne troškove u odnosu na buduću potrošnju, uzrokujući rast štednje. Štednja se stoga pojavljuje kao trenutna zamjena za buduću potrošnju.

S druge strane, učinak dohotka može nastati ako rast kamatnih stopa obeshrabri štednju kao rezultat želje za primanjem iste količine novca u narednom razdoblju ili može doći do smanjenja javne štednje u zemljama s visokim javnim dugom. Učinak “ljudskog bogatstva” također može nastati, jer promjena kamatnih stopa znači promjenu sadašnje vrijednosti očekivanja pojedinaca. Smjer utjecaja je isti kao kod učinka supstitucije.

Snaga i utjecaj kamatne stope na štednju tako mogu biti različiti. Određene empirijske studije ističu pozitivne učinke kamatne stope na štednju u razvijenim i zemljama u razvoju. Jedna grupa autora koristeći autoregresijsku metodu distribuiranih pomaka (ARDL) i metodu korekcije grešaka (ECM), određuju da veće kamatne stope znače veće štednju (Chaudhry, Riaz, Farooq, & Zulfiqar, 2014). Primijenjena metodologija omogućila je da se dokaže važnost utjecaja kamatnih stopa na štednju u dugom i kratkom roku.

Ostale studije ističu negativan utjecaj kamatne stope na štednju (Thanoon & Baharumshah, 2005). Autori pokazuju da kamatna stopa ima kratkotrajni negativni utjecaj na štednju u latinoameričkim zemljama. Za provjeru utjecaj kamatne stope na štednju u ovom slučaju je primijenjen test jediničnog korijena i kointegracija. Također, autori su i upotrebom regresijske metode utvrdili negativan utjecaj kamatne stope na štednju u Poljskoj, ali slab pozitivan utjecaj u zemljama OECD-a (Kolasa & Liberda, 2015.). Nekoliko analiza utvrdilo je da kamatna stopa nema značajan utjecaj na štednju (Bhandari, Dhakal, Pradhan, & Upadhyaya, 2007).

Politika centralne vlade može imati utjecaj na štednju u različitim oblicima, bilo kroz odredbe o fiskalnoj politici ili javnoj štednji, što je značajan implikacija Keynesove teorije. Neoklasični modeli životnog ciklusa pokazuju da smanjenje štednje države dovodi do povećane potrošnje i smanjene ukupne štednje prebacivanjem poreznih opterećenja sa sadašnjih na buduće generacije. Suprotno tome, Keynesov model tvrdi da veća ukupna štednja privremeno smanjuje javnu štednju. Ricardian-ova teorija tvrdi da rast javne štednje nema značajan uticaj na ukupnu nacionalnu štednju, jer rast javne štednje vodi smanjenju privatne štednje u istom iznosu. Postoji veliki broj empirijskih radova koji se bave ovom temom.

Grupa studija ističe da državna potrošnja smanjuje štednju, posebno ako se izrazi u obliku rasta javnog duga (Shaikh & Sheikh, 2013), (Esmail, 2014). Hipoteza o životnom ciklusu također ukazuje na negativan utjecaj smanjenja javne štednje na privatne, jer raste potrošnja koja obeshrabruje rast štednje. Jedna od analiza tako potvrđuje da javna štednja ima značajan utjecaj na privatnu štednju (Pradeep & Pravakar, 2009.). Strogo definisani postulati Ricardijanove teorije opovrgnuti su empirijskim istraživanjem gdje se pokazalo da javna štednja nema tendenciju „istiskivanja“ privatne (Ozcan, Gunay, & Ertac, 2003). Također, korištenjem ARDL i ECM metodologije pokazano je da budžetski deficit ima negativan utjecaj na štednju i u dugom i u kratkom roku, dok budžetski prihodi negativno djeluju na kratkoročnu štednju, a dugoročno su pozitivna funkcija štednje (Chaudhry, Riaz, Farooq, & Zulfiqar, 2014).

Jedna od najčešće korištenih varijabli koja izražava razvoj i dubinu finansijskih tržišta je stepen monetizacije ekonomije, mjereno kao omjer M2 (novac plus kvazi novac) i BDP-a (Ozcan, Gunay, & Ertac, Macro and Socioeconomic Determinants of Turkish Private Savings, 2012). Izvjesne empirijske studije pokazuju da stepen monetizacije ima samo pozitivan utjecaj na štednju kao što su: (Park & Shin, 2009), (Sahoo & Dash, 2013) i (Bayar, 2014), dok (Horioka & Yin, 2010) ističu negativan utjecaj finansijske razvojenosti na štednju. Upotrebom ECM utvrđeno je i da nema dugoročnog uticaja finansijskog razvoja na štednju (Nwachukwu & Odigie, 2009) .

Budući da je stopa nezaposlenosti u BiH izražena, onda će se i ova varijabla uključiti u model, a empirijski radovi također potvrđuju značajan uticaj nezaposlenosti na štednju (Athukorala & Tsai, 2003).

TEORETSKI OKVIR

Ekonomska teorija posebno analizira dvije teorije štednje, a to su: hipoteza permanentnog dohotka i hipoteza životnog ciklusa. Obje teorije spadaju u kategoriju neoklasičnih ekonomskih teorija koje karakteriziraju određene zajedničke pretpostavke: pojedinci su racionalna bića koja žele maksimizirati svoje zadovoljstvo i umanjiti svoje nezadovoljstvo, pri čemu je lična korisnost funkcija potrošnje; mala je razlika između dohotka i imovine (aktive); ekonomski resursi osiguravaju finansiranje potrošnje; pojedinci bi trebali odlučiti između sadašnje i buduće potrošnje, gdje se vjeruje da je takva odluka proizvod autonomnih, stabilnih preferencija.

Hipoteza permanentnog dohotka (Friedman, 1957) razlikuje permanentni (dohodak od kojeg se očekuje da bude stabilan i traje u budućnosti, koji je zapravo prosječni dohodak) i tranzitorni dio dohotka (dohodak čije postojanje nije očekivano u budućnosti, što je zapravo odstupanje od prosječne razine dohotka). Prema ovoj teoriji, pojedinci se suočavaju s kratkoročnim i nasumičnim fluktuacijama prihoda/dohotka iz godine u godinu.

Međutim, Fridmanova teorija ističe da je samo doživotni, permanentni dohodak (očekivani, dugoročni dohodak) odrednica potrošnje i štednje, a ne trenutni dohodak. Izuzetak je pojava trajnijih, dugoročnih promjena koje dodatno imaju značajne uticaje na potrošnju. Štednja se pojavljuje kada se očekuje da će dugoročni dohodak biti manji od tekućeg dohotka, kako bi se osigurala ravnomjerna potrošnja. Niz je empirijskih studija potvrdilo ovu teoriju, dok je određeni broj odbacio (DeJuan & Seater, 2006.). Kao glavni problem i nedostatak ove teorije, ističe se “lošu” definiciju permanentnog dohotka, što dodatno stvara poteškoće u njegovom mjerenju (Meghi, 2004.). No, usprkos uočenim kritikama, teorija permanentnog dohotka i dalje je aktuelna i prepoznata u ekonomskoj literaturi zahvaljujući logičnom i konzistentnom fokusu teorije na intertemporalnoj optimizaciji ponašanja potrošača.

Hipoteza životnog ciklusa (Ando & Modigliani, 1963.) temelji se na ideji donošenja racionalne odluke o potrošnji tokom života, pri čemu su raspoloživi resursi u posmatranom razdoblju jedino ograničenje koja se mora uzeti u obzir. Teorija pretpostavlja da je rast “cjeloživotnih” resursa ili prosječnog dohotka direktna, proporcionalna funkcija rasta potrošnje u svim razdobljima života.

Prema teoriji životnog ciklusa u mladosti ne postoji izrazita sklonost štednji, s obzirom na visinu prihoda i velike izdatke, dok štednja počinje znatno rasti u srednjoj dobi, dostižući svoj maksimum u razdoblju penzionisanja. Nadalje, akumulirana sredstva počinju se trošiti od penzionisanja do smrti. Te pretpostavke omogućile su uvođenje starosti u modele štednje. Spomenuta teorija značajnija je za štednju domaćinstvu kao komponentu privatne štednje.

Iz ovog pregleda literature jasno se može primijetiti da ne postoji strogo određen redosljed i stepen uticaja određenih faktora na štednju. Uticaj također zavisi o kulturnim, političkim karakteristikama pojedinih ekonomija, stanovništvu, iskustvima i slično. U BiH će se vjerovatno potvrditi rezultati koje vrijede za većinu nerazvijenih ili zemalja u razvoju, imajući u vidu specifičnosti kulturnog i političkog okruženja i sistem currency board. Međutim, neosporna je uloga

štednje u svim ekonomijama, bez obzira na stepen razvoja, pa je važno empirijski ispitati čimbenike koji utječu na štednju.

Stoga se teorijski doprinos ovog istraživanja očituje u analizi postojećih modela i doktrina štednje. Ovi modeli ne daju jednoznačne rezultate u vezi s kategoričkim i ročnim uticajima pojedinih faktora štednje. Analizirajući postojeće teorijske i empirijske modele štednje, primijećene su razlike između brojnih faktora u modelima štednje.

Praktični doprinos istraživanja je višedimenzionalan. Dokazivanjem intenziteta uticaja određenih determinanti na štednju u BiH i ispitivanjem ročnog uticaja ovih faktora može se pomoći pri kreiranju odgovarajuće strategije za razvoj državnog finansijskog i ukupnog ekonomskog sektora.

Poseban praktični doprinos ovog istraživanja je s gledišta poslovanja komercijalnog finansijskog sektora (banaka ili specijaliziranih štednih institucija), tj. marketinga u ovom području gdje marketing menadžeri spomenutih finansijskih institucija poznavajući faktore koji najviše utiču na štednju mogu izabrati adekvatne marketinške strategije i/ili tržišne strategije, ili generalni menadžeri ovih institucija mogu odrediti optimalnu poslovnu strategiju.

REZULTATI ISTRAŽIVANJA

U ovom dijelu rada prvo će biti predstavljena metodologija istraživanja, a potom i rezultati istraživanja.

Metodologija istraživanja

Pri korištenju ekonomskih pokazatelja u obliku vremenskih serija potrebno je najprije uraditi njihovo desezoniranje kako bi se isključio učinak sezone, tj. kako bi se isključila kratkoročna fluktuacija pojave. Ukupna varijacija vremenske serije značajno je određena sezonskim varijacijama serija. Stoga se velika varijansa, prognostička pogreška, pojavljuje u slučaju zanemarivanja važnosti sezonskih utjecaja, pa je potrebno provesti desezoniranje podataka. Primjena metoda desezoniranja usmjerena je samo na procjenu i uklanjanje sezonskih utjecaja, bez provođenja analize ili objašnjavanja uzroka sezonskih pojava.

Za potrebe desezoniranja podataka u ovom radu korišten je X-13 ARIMA i metodologija TREMO SEATS. X-13 ARIMA metodologija pruža niz mogućnosti za kreiranje vremenskih serija koje zadovoljavaju regARIMA modele, regresijske

modele s greškama ARIMA. To su modeli gdje je glavna funkcija vremenske serije izražena linearnom kombinacijom regresora, a kovarijanska struktura niza je proces ARIMA. Ako se regresori ne koriste, regARIMA model svodi se na ARIMA model, pa se pretpostavlja da je glavna funkcija jednaka nuli. TRAMO/SEATS metoda za desezoniziranje serija također se često preporučuje u literaturi. Ovu metodologiju desezoniranja, zajedno s X-12 ARIMA, koriste Eurostat, Europska Centralna banka i većina agencija i institucija. Najveća prednost metode je dovoljna pouzdanost u detaljnim analizama. Program TRAMO ili prva faza TRAMO/SEATS metode vrši prethodno prilagođavanje serije. U ovoj se fazi prilagodba radnim danima temelji na regresijskom modelu. Tokom predprilagođavanja, uočavaju se i ekstremi i outlier-i u seriji. U drugoj fazi, TRAMO / SEATS metoda slijedi desezoniranje serije.

Da bi se izvršila daljnja ekonometrijska analiza nakon desezoniranja podataka, potrebno je ispitati stacionarnost uključenih varijabli. Stacionarnost je jedno od najvažnijih obilježja vremenske serije i preduslov je za određivanje većine ekonometrijskih modela. Za neki stohastički postupak vrijedi da je stacionaran ako se s vremenom ne promijene vjerojatna svojstva promatranog procesa. U ovoj analizi su korištena tri testa jediničnog korijena: Dickey-Fuller test (DF)/Augmented Dickey-Fuller test (ADF); Phillips-Perron test (PP) i Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS). ADF i PP test nultom hipotezom tvrde nestacionarnost procesa, dok KPSS nultom hipotezom tvrdi stacionarnost procesa i služi kao potvrdna analiza za prethodna testove.

Johansenov pristup najčešće se koristi za utvrđivanje kointegracijskih odnosa u ekonometrijskoj literaturi, a primijenjen je i u ovom radu. Statistički paketi korišteni za analizu vektorskih autoregresivnih modela (VAR) sadrže Johansenov pristup određivanju kointegracijskih odnosa, iako su se pojavile i modificirane verzije ovog pristupa : (Ahn & Reinsel, 1988.), (Ahn & Reinsel, Estimation for Partially Non-Stationary Autoregressive Models, 1990.). Za određivanje broja kointegracijskih jednačina Johansen koristi dvije testne veličine: trace i max .

Postojanje dugoročne ravnoteže među kointegriranim varijablama ne mora značiti njihovu kratkoročnu ravnotežu. Faktori korekcije mogu se protumačiti kao pogreške u jednačini kointegracije jer su pogreške zapravo odstupanja od dugoročne ravnoteže i potrebno ih je uključiti u modele koji testiraju kratkoročnu dinamiku posmatrane pojave. Model korekcije grešaka (ECM) provodi obje analize, i kratkoročnu i dugoročnu. Ovaj model prvi je razvio Sargan (Sargan, 1984), a: (Engle & Granger, 1987) i (Engle & Granger, Long Run Economic

Relations: Readings in Cointegration, 1991) dodatno populariziraju njegovu upotrebu u empirijskim analizama. Model ovog istraživanja testiran je ECM metodologijom.

U istraživanju su korištena dva softverska programa: EViews 9.5 i R s brojnim paketima kreiranim za analizu vremenskih serija.

Desezonizirani podaci

Prije procjene modela štednje potrebno je izvršiti desezoniranje ako barem jedna od varijabli ima sezonu. U literaturi se najčešće preporučuju dva pristupa desezoniranju vremenskih serija poznata kao X13-ARIMA i TRAMO/SEATS, a koja su primijenjena i u ovom istraživanju. Rezultati pokazuju da oba pristupa desezoniranju daju gotovo identične rezultate za odabrane parametre. Zbog takvih rezultata desezoniranja, odlučeno je da se koristiti samo zadnja verzija prvog programa X13-ARIMA za daljnju analizu varijabli u ovom radu.

Testovi jediničnog korijena u desezoniranim serijama

Provjera hipoteze da desezonirane varijable imaju jedinične korijene izvršena je korištenjem proširenog Dickey-Fullera (ADF test) i Phillips-Perronova testa (PP test). U oba testa, nulta hipoteza je da varijabla ima jedinični korijen. Prednost Phillips-Perronova testa u odnosu na ostale testove jediničnog korijena je što ne zahtijeva uključivanje dodatnih zavisnih varijabli, kao što je slučaj s većinom drugih testova. Uz to, dodatna prednost je ta što se Phillips-Perron test ne temelji na pretpostavci funkcionalnog oblika varijabli greške jer je to neparametarski test.

Također, korišten je i Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test (KPSS test). Nulta hipoteza Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shinova testa je da je serija stacionarna. S obzirom na slabu snagu testova na malim uzorcima, tj. kratkim vremenskim serijama, rezultati za tri testa stacionarnosti prikazani su u nastavku, kako bi se provjerila robusnost rezultata.

Za prošireni Dickey-Fullera test korišteni je Schwarzovi kriteriji za određivanje broja pomaka. U Phillips-Perron-ovom i Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-ovom testu korišten je spektralni model ocjenjivanja sa Barteltt-ovim jezgrom i Newey-West širinom opsega.

Rezultati tri testa ne daju jednoznačne rezultate. Odluka o tome kojeg je reda integrisanosti varijabla temeljena je na rezultatima testova kao i vizualnoj reviziji grafikona vremenske serije. Upravo je takav kombinovani pristup predložen u

literaturi zbog male snage testova jediničnog korijena u vremenskim serijama dužine kojima se raspolaže u ovoj analizi. Opći je dojam da uglavnom postoji slaganje između toka vremenskih serija na njenom grafikonu i rezultata testova.

Tabela 1. Sažetak rezultata testova jediničnog korijena – red integrisanosti (u % BDP)

| Varijabla | ADF | PP | KPSS | Komentar |
|--------------------------------------|------|------|------|--------------------------|
| Štednja domaćinstava | I(1) | I(1) | I(1) | Nestacionarna prvog reda |
| Industrijska proizvodnja | I(1) | I(1) | I(1) | Nestacionarna prvog reda |
| Rashodi opće vlade | I(1) | I(0) | I(1) | Nestacionarna prvog reda |
| Novčana masa (M2) | I(1) | I(1) | I(1) | Nestacionarna prvog reda |
| Slado tekućeg računa | I(0) | I(0) | I(1) | Trend-stacionarna |
| Vanjskotrgovinski saldo | I(1) | I(1) | I(1) | Nestacionarna prvog reda |
| Depozitna kamatna stopa stanovništva | I(1) | I(1) | I(1) | Nestacionarna prvog reda |
| Stopa nezaposlenosti | I(1) | I(1) | I(0) | Nestacionarna prvog reda |

Izvor: Autor

Prilikom odlučivanja reda integrisanosti određene varijable krenulo se od proširenog modela, koji uključuje konstantu i trend. Zatim je u iterativnom postupku prema metodologiji koju je razvio Enderes utvrđeno ima li varijabla jedinični korijen ili ne.

Može se zaključiti da je odluka donesena na temelju modela koji uključuje konstantu i trend, ali ne na direktan način, već korištenjem Enderesova procesa.

Iz tabele se vidi da su sve varijable nestacionarnog prvog reda integrisanosti, tj. I (1). U ovom se slučaju procjenjuju dvije vrste modela. Prvo se ocjenjuje model metodom najmanjih kvadrata korištenjem nivoa odabranih nestacionarnih varijabli. Tako ocijenjen model dat će dugoročnu međuzavisnost među varijablama. Drugi model je model korekcije greške koji se ocjenjuje metodom najmanje kvadrata. Na ovaj način će se dobiti ocjena kratkoročne dinamike među varijabilnim modelima. Kako bi se provjerilo da li specifikacija modela štednje stanovništva potpada pod ovaj slučaj potrebno je primijeniti kointegracijske testove.

Kointegracijski test

Da bi se primijenio Johansenov test kointegracije, potrebno je najprije odrediti broj pomaka u VAR modelu na kojim je zasnovan ovaj kointegracijski test.

Za varijable u modelu 1 u tabeli 2, date su vrijednosti funkcija kriterija za određivanje optimalne dužine pomaka. Tri kriterijuma (FPE, AIC i HQ) pokazuju

da je optimalna dužina pomaka 4. “Najštedljiviji” je kriterij SC koji sugerira da je dužina pomaka od jednog kvartala optimalna. Ovaj je rezultat u skladu s rezultatima drugih studija u kojima su isti kriteriji korišteni za određivanje dužine pomaka u VAR modelima. SC kriterij uvijek sugerira najmanji broj pomaka.

Varijable u Modelu 1: Štednja domaćinstava u % BDP, Industrijska proizvodnja, Rashodi vlade u % BDP, Novčana masa (M2) u % BDP, Vanjskotrgovinski saldo u % BDP, Saldo tekućeg računa u % BDP, Depozitna kamatna stopa stanovništva i Stopa nezaposlenosti.

Tabela 2. Optimalna dužina pomaka u VAR modelu

| Pomak | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-------|---------|---------|-----------|--------|--------|--------|
| 0 | -978.36 | NA | 9.75E+07 | 41.10 | 41.41 | 41.22 |
| 1 | -718.73 | 421.89 | 2.91E+04 | 32.95 | 35.75* | 34.01 |
| 2 | -639.80 | 101.95 | 1.95E+04 | 32.33 | 37.63 | 34.33 |
| 3 | -569.46 | 67.41 | 2.87E+04 | 32.06 | 39.86 | 35.01 |
| 4 | -407.09 | 101.48* | 2.32E+03* | 27.96* | 38.25 | 31.85* |

Izvor: Autor

Rezultati iz prethodne tabele pokazuju da SC kriterij sugerira specifikaciju VAR modela sa jednim pomakom, dok preostali kriterij sugerira specifikaciju sa četiri pomaka.

S obzirom na veliki broj varijabli u ovom modelu i relativno mali broj obzervacija, VAR modeli s više od 2 pomaka brzo bi “iscrpili” raspoloživi broj stepeni slobode, što bi rezultiralo smanjenjem snage kointegracijskog testa. Stoga se u Johansen-ovom kointegracijskom testu upotrijebila dužina pomaka koju je sugerirao kriterij SC ($p = 1$).

Da bi se potvrdila osjetljivost rezultata ispitivanja kointegracije na odabranu dužinu pomaka, ponovljeni su testovi sa dužinom pomaka od dva kvartala ($p = 2$). Slovo „r“ u tabeli 3 predstavlja rang matrice koja se pojavljuje u Johansenov-om kointegracijskom testu, ili drugim riječima, broj kointegracijskih jednažbi za varijable u datom modelu.

Tabela 3. Johansen-ov test kointegracije za varijable u Modelu 1

| Nulta hipoteza | Alternativna hipoteza | Test statistika | 5% kritična vrijednost |
|---|-----------------------|-----------------|------------------------|
| Statistika traga | | | |
| | | 149.43 | 125.62 |
| | | 93.82 | 95.75 |
| | | 52.47 | 69.82 |
| | | 22.41 | 47.86 |
| | | 11.16 | 29.80 |
| | | 3.75 | 15.49 |
| | | 0.01 | 3.84 |
| Statistika maksimalnog jediničnog korijena | | | |
| | | 55.61 | 46.23 |
| | | 41.35 | 40.08 |
| | | 30.06 | 33.88 |
| | | 11.25 | 27.58 |
| | | 7.42 | 21.13 |
| | | 3.73 | 14.26 |
| | | 0.01 | 3.84 |

Izvor: Autor

Iz tabele 3. može se vidjeti da korištenjem jednog pomaka u Johansen-ovom testu kointegracije oba testa, i test traga i test maksimalnog jediničnog korijena, sugerišu postojanje jedne kointegracijske jednačine. Dok u slučaju dva pomaka test traga sugeriše postojanje 3, a test maksimalnog jediničnog korijena dvije kointegracijske jednačine. Kada, kao i u ovom slučaju, postoji razlika u rezultatu koja se temelji na primjeni statistike traga i statistike maksimalnog jediničnog korijena, predloženo je nekoliko pristupa prilikom donošenja odluke o broju kointegracijskih jednačina.

Prema prvom, predlaže se korištenje rezultata testa temeljenog na statistici maksimalnoj jediničnog korijena, jer je statistička snaga ovog testa veća od testa traga.

Prema drugom pristupu koji je predložio Johansen (Johansen, 1992), poznat kao princip Pantule (Pantula, 1989), nastavlja se odbacivati nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije sve dok se to više ne može učiniti. Verzija testa koja prva ne odbacuje nulu hipotezu ukazivat će na stvarni broj jednačina kointegracije.

Također se predlaže da se ekonomski kriterij koristi pri odlučivanju o broju koin-

tegracijskih jednačina. Prema ovom pristupu, pitanje bi trebalo postavljati hoće li ekonomska teorija postulirati više od jednog ili dva dugoročna odnosa ravno-teže između varijabli modela? Ako je odgovor na ovo pitanje negativan, tada bi se analiza s manjim brojem kointegracijskih jednačina trebala nastaviti, unatoč činjenici da testovi sugeriraju veći broj jednačina kointegracije.

Ono što je značajnije u konkretnom modelu jest činjenica da postoji najmanje jedna jednačina kointegracije među varijablama, što znači da se analiza može nastaviti specifikacijom i procjenom modela korekcije grešaka (ECM). Tako da će se analiza dalje nastaviti upotrebom dvije kointegracijske jednačine.

Model korekcije grešaka (ECM model)

Nakon provjere reda integrisanosti varijabli, ocijenjen je model korekcije pogreške. Tabela 4 prikazuje model korekcije grešaka za specifikaciju modela 1.

Tabela 4. Model korekcije greške

| Dugi rok | | |
|---|--------------------------------------|-----------------------------------|
| Kointegraciona jednačina | 1. kointegraciona jednačina | 2. kointegraciona jednačina |
| Štednja stanovništva u %BDP(-1) | 1.000 | 0.000 |
| Industrijska proizvodnja(-1) | 0.000 | 1.000 |
| Rashodi opće u vlade u %BDP(-1) | 4.117 (0.428) [9.60] | 3.093 (0.407) [7.60] |
| Novčana masa (M2) u %BDP(-1) | -0.067 (0.252) [-0.27] | 0.889 (0.239) [3.72] |
| Vanjskotrgovinski saldo u % BDP(-1) | 3.527 (1.044) [3.378] | 4.737(0.991) [4.78] |
| Saldo tekućeg računa u % BDP (-1) | -10.100 (1.877) [-5.38] | -13.316 (1.782) [-7.47] |
| Depozitna kamatna stopa stanovništva(-1) | 14.150 (9.097) [1.55] | 16.265(8.636) [1.88] |
| Stopa nezaposlenosti(-1) | -1.637 (1.208) [-1.35] | 3.741(1.147) [3.26] |
| Konstanta | -184.009 | -600.366 |
| Kratak rok | | |
| Korekcija greške | Δ Štednja stanovništva u %BDP | Δ Industrijska proizvodnja |
| Prva kointegraciona jednačina | 0.054 (0.069) [0.78] | 0.074 (0.118) [0.63] |
| Druga kointegraciona jednačina | -0.041 (0.062) [-0.65] | -0.149 (0.107) [-1.39] |
| Δ Štednja stanovništva u %BDP (-1) | -0.048 (0.199) [-0.24] | 0.056 (0.341) [0.16] |
| Δ Štednja stanovništva u %BDP (-2) | -0.068 (0.195) [-0.35] | -0.203 (0.334) [-0.61] |
| Δ Industrijska proizvodnja(-1) | 0.185 (0.114) [1.62] | -0.079 (0.195) [-0.40] |

| | | |
|--|--|------------------------|
| Δ Industrijska proizvodnja(-2) | -0.039 (0.099) [-0.39] | -0.090 (0.169) [-0.53] |
| Δ Rashodi opće vlade u %BDP (-1) | -0.058 (0.094) [-0.61] | 0.091 (0.161) [0.56] |
| Δ Rashodi opće vlade u %BDP (-2) | -0.033 (0.059) [-0.56] | -0.065 (0.101) [-0.65] |
| Δ Novčana masa (M2) u %BDP (-1) | -0.257 (0.126) [-2.04] | 0.187 (0.215) [0.87] |
| Δ Novčana masa (M2) u %BDP (-2) | -0.142 (0.120) [-1.19] | 0.219 (0.205) [1.07] |
| Δ Vanjskotrgovinski saldo u % BDP(-1) | -0.637 (0.311) [-2.04] | 0.409 (0.534) [0.77] |
| Δ Vanjskotrgovinski saldo u % BDP(-2) | -0.067 (0.300) [-0.22] | 0.371 (0.514) [0.72] |
| Δ Saldo tekućeg računa u % BDP(-1) | 0.780 (0.359) [2.18] | -1.504 (0.615) [-2.45] |
| Δ Saldo tekućeg računa u % BDP(-2) | 0.049 (0.337) [0.14] | -0.644 (0.577) [-1.12] |
| Δ Depozitna kamatna stopa stanovništva(-1) | -1.720 (1.770) [-0.97] | 2.320 (3.033) [0.76] |
| Δ Depozitna kamatna stopa stanovništva(-2) | -1.374 (1.936) [-0.71] | 9.319 (3.318) [2.81] |
| Δ Stopa nezaposlenosti(-1) | -0.248 (0.503) [-0.49] | -0.708 (0.861) [-0.82] |
| Δ Stopa nezaposlenosti(-2) | 0.265 (0.478) [0.55] | 1.432 (0.819) [1.75] |
| Konstanta | 2.252 (0.618) [3.64] | 1.304 (1.060) [1.23] |
| Koeficijent determinacijeR ² | 0.385 | 0.662 |
| Prilagođeni koeficijent determinacije | 0.016 | 0.459 |
| F-statistika | 1.044 | 3.258 |
| Autokorelacioni LM test | 65,591 (broj docnji = 3) (0.4214) | |
| Doornik-Hansen test normalnosti | 54,792 (stepeni slobode = 16) (0.0000) | |
| White test heteroskedastičnosti | 1317,436 (stepeni slobode = 1296) (0.3329) | |

Napomena: Iza koeficijenta su navedene asimptotska standardna greška i statistika t-testa respektivno. Koeficijent koji je statistički značajan na nivou 5% je dat bold fontom. Nulta hipoteza za Autokorelacioni LM test je da reziduali modela nisu autokorelisani; Nulta hipoteza za Doornik-Hansen-ov test normalnosti je da reziduali modela slijede višedimenzioni normalan raspored; Nulta hipoteza za White-ov test heteroskedastičnosti je da su reziduali modela homoskedastični.

Izvor: Autor

Gornji dio tabele 4. sadrži koeficijente međuzavisnosti stope štednje stanovništva i ostalih varijabli modela na dugi rok. Donji dio tabele 4. sadrži rezultate modela korekcije greške, tj. koeficijente međuzavisnosti stope štednje stanovništva i ostalih varijabli modela na kratak rok.

Među koeficijentima međuzavisnosti na dugi rok samo su se koeficijenti uz rashode opće vlade u %BDP, vanjskotrgovinski saldo u % BDP i saldo tekućeg

računa u % BDP pokazali statistički značajno različiti od nule. Prva dva koeficijenta imaju pozitivan predznak dok je uticaj učešća salda tekućeg računa u relativnom iznosu bruto društvenog proizvoda negativan. Jednoprocentno povećanje učešća rashoda opće vlade i vanjskotrgovinskog salda u relativnom iznosu bruto društvenog proizvoda dovesti će na dugi rok do povećanja stope štednje stanovništva za 4.1% i 3.5% respektivno.

Koeficijent korekcije greške (EC(-1)) u kratkoročnom dijelu modela koji mjeri brzinu prilagođavanja ravnotežnom stanju u dinamičkom modelu, je sa očekivanim negativnim predznakom, ali nije statistički značajan. Razlog za to može biti da je Johansen-ov test kointegracije sugerisao pogrešan zaključak i da varijable nisu kointegrirane. Ili, da među varijablama postoji dugoročna međuzavisnost, ali da ta veza statistički nije značajna na kratak rok.

Pretpostavka ugrađena u Johansenov test kointegriranosti i ECM modele jeste da su posmatrane varijable istog reda integriranosti. Dodatna pretpostavka ECM modela je da postoji barem jedna kointegracijska jednačina koja definiše dugoročnu povezanost posmatranih varijabli.

Ukoliko je na osnovu testova jediničnog korijena i Johansen-ovog testa kointegracije donijeta pogrešna odluka o prirodi varijabli, tada ta odluka može imati kritičan efekat na rezultate ECM modela. U takvom slučaju predlaže se dodatna analiza karakteristika vremenskih serija uključenih u analizu i utvrđivanje mogućih strukturnih preloma u serijama.

Druga mogućnost je da se zbog male moći testova jediničnog korijena i testova kointegracije u malim uzorcima, kao što je to slučaj u ovoj analizi, koriste autoregresijski modeli raspoređenih pomaka kod kojih je moguće u istom modelu kombinovati vremenske serije različitog nivoa integriranosti.

Valjanost ECM modela procijenjena je korištenjem skupa statističkih testova čiji su rezultati prikazani u donjem dijelu tabele 4. Svi statistički, dijagnostički testovi ocijenjenog modela pokazuju da je ECM model pravilno specificiran.

Breuch-Godfreyev autokorelacijski LM test sugerira da reziduali modela nisu autokorelirani. White test heteroskedastičnosti potvrđuje da su reziduali modela homoskedastični i nekorelisani nezavisnim varijablama modelima. Doornik-Hansen-ov test normalnosti ukazuje na normalan raspored rezidula modela.

Vrijednost prilagođenog koeficijenta determinacije, 0.385, sugerira da je gotovo 39% varijacija štednje stanovništva objašnjeno varijacijama u skupu nezavisnih varijabli uključenih u ovaj ECM model.

ZAKLJUČNA RAZMATRANJA

Ovaj je rad bio fokusiran na istraživanje fenomena štednje u maloj otvorenoj ekonomiji Bosne i Hercegovine tokom šesnaestogodišnjeg razdoblja. Ekonomska teorijska i empirijska literatura izričito ne definiraju utjecaj pojedinih faktora na štednju. Većina studija ima makroekonomski fokus na ukupnoj privatnoj štednji, ne praveći razlike između pojedinih kategorija privatne štednje, što je posebno važno za male, rastuće ekonomije. Ova analiza ispitala je uticaj makroekonomskih i finansijskih faktora na štednju stanovništva kao komponente privatne štednje. Rezultati istraživanja pokazuju da štednju stanovništva u BiH određuju: rashodi vlade, vanjskotrgovinski saldo i saldo tekućeg računa. Rashodi vlade u %BDP-a i vanjskotrgovinski saldo u %BDP-a imaju pozitivan predznak dok je uticaj učešća salda tekućeg računa u relativnom iznosu bruto društvenog proizvoda negativan. Jednoprocentno povećanje učešća rashoda opće vlade i vanjskotrgovinskog salda u relativnom iznosu bruto društvenog proizvoda dovest će na dugi rok do povećanja stope štednje stanovništva za 4.1% i 3.5% respektivno. Koeficijent korekcije greške (EC(-1)) u kratkoročnom dijelu modela koji mjeri brzinu prilagođavanja ravnotežnom stanju u dinamičkom modelu, je sa očekivanim negativnim predznakom, ali nije statistički značajan.

Dobijeni rezultati ostvarili su ciljeve istraživanja, ispitan je se uticaj pojedinih faktora na štednju stanovništva i dobiveni rezultati mogu se staviti u funkciju donošenja strateških odluka, kako na makroekonomskoj razini tako i na razini poslovnih banaka u kojima se većina štednje stanovništva u BiH i ostvaruje. Najveće ograničenje u analizi bila je dostupnost i kvaliteta podataka za provođenje empirijskog istraživanja, bilo da nije bilo praćenja pojedinih varijabli za ekonomiju BiH, bilo da su uključene varijable imale značajan broj nedostajućih podataka tokom posmatranog razdoblja ili su korištene različite metodologije za prikupljanje podataka. Međutim, korištenjem raspoloživih statističkih metoda imputacije nedostajućih podataka i kontaktiranjem nadležnih statističkih i finansijskih državnih institucija, poštujući postupke dobivanja podataka koji nisu javno objavljeni, ograničenja su prevladana. U daljnjim analizama bilo bi korisno provesti identično istraživanje nakon određenog broja godina kako bi se utvrdilo je li dužina vremenske serije uticala na rezultate. Bilo bi korisno uključiti i demografske podatke u modele štednje, što zbog kratkoće serije podataka nije

bilo moguće u ovom istraživanju. Značajno bi bilo provesti usporednu analizu sa sličnim ekonomijama kako bi se donijeli općenitiji zaključci.

LITERATURA

- Ahn, S. K., & Reinsel, G. C. (1990.). Estimation for Partially Non-Stationary Autoregressive Models. *Journal of American Statistical Association*, str. 813-823.
- Ahn, S. K., & Reinsel, G. C. (1988.). Nested Reduced-Rank Autoregressive Models for Multiple Time Series. *Journal of American Statistical Association*, str. 849-856.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963.). The "life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American Economic Review*, str. 55-84.
- Athukorala, P. C., & Tsai, P. L. (2003). Determinants of household saving in Taiwan; growth, demography and public policy. *The Journal of Development Studies*, str. 65-88.
- Bayar, Y. (2014). Financial development and domestic savings in emerging Asian countries. *Theoretical and Applied Economics*, str. 596.
- Bhandari, R., Dhakal, D., Pradhan, G., & Upadhyaya, K. P. (2007). Determinants of private saving in South Asia. *South Asia Economic Journal*, str. 205-217.
- Chaudhry, I. S., Riaz, U., Farooq, F., & Zulfiqar, S. (2014). The Monetary and Fiscal Determinants of National Savings in Pakistan: An Empirical Evidence from ARDL approach to Co-integration. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, str. 521-539.
- DeJuan, J. P., & Seater, J. J. (2006.). A simple test of Friedman's permanent income hypothesis. *Economica*, str. 27-46.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, str. 251-276.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1991). *Long Run Economic Relations: Readings in Cointegration*. Oxford: University Press, Oxford.
- Esmail, H. A. (2014). Macroeconomic determinants of savings in Egypt "Statistical Model". *International Journal of Business and Economic Development*, str. 23-33.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press.
- Horioka, C. Y., & Yin, T. (2010). Household savings rates and social benefit ratios: Country comparisons. *Asian Development Bank Conference on Effects of Social Policy on Domestic Demand*, str. 63-79.
- Johansen, S. (1992). Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, str. 383-397.
- Kolasa, A., & Liberda, B. (2015.). Determinants of saving in Poland: Are They Different from Those in Other OECD Countries? *Eastern European Economics*, str. 124-148.
- Mankiw, G. (2007). *Macroeconomics*. The United States: McGraw-Hill.
- Meghi, C. (2004.). A Retrospective of Friedman's Theory of Permanent Income. *The Economic Journal*, str. 293-306.

- Nwachukwu, T. E., & Odigie, P. (2009). What Drives Private Saving in Nigeria. *Saving Really Matter for Growth in developing Countries*. Oxford: University of Oxford.
- Ozcan, K. M., Gunay, A., & Ertac, S. (2003). Determinants of private savings behaviour in Turkey. *Applied Economics*, str. 1405-1416.
- Ozcan, K. M., Gunay, A., & Ertac, S. (2012). Macro and Socioeconomic Determinants of Turkish Private Savings. *Journal of Economic Cooperation and Development*, str. 93-130.
- Pantula, S. G. (1989). Testing for unit roots in time series data. *Econometric Theory*, str. 256-271.
- Park, D., & Shin, K. (2009). Saving, investment, and current account surplus in developing Asia. *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, str. 158.
- Pradeep, A., & Pravakar, S. (2009.). Savings and Growth in Bangladesh. *Journal of Developing Areas*, str. 89-110.
- Sahoo, P., & Dash, R. K. (2013). Financial sector development and domestic savings in South Asia. *Economic Modelling*, str. 388-397.
- Sargan, J. D. (1984). Wages and Prices in the United Kingdom: A study in Econometric Methodology, in K.F Wallies and D.F. Hendry, eds. *Quantitative Economics and Econometric Analysis*.
- Shaikh, S. A., & Sheikh, E. A. (2013). Macroeconomic Determinants of savings in Pakistan. *GMJACS*, str. 151-165.
- Thanoon, M. A., & Baharumshah, A. Z. (2005). What happened to savings during the financial crisis-a dynamic panel analysis of Asian-5 countries. *Economic Change and Restructuring*, str. 257-275.

ANALYSIS OF THE FACTOR OF HOUSEHOLD SAVINGS IN BIH BY APPLICATION OF ECM METHODOLOGY

Irma Đidelija

Assistant professor; Faculty of Economics, University „Džemal Bijedić“ in Mostar, Mostar; irma.djidelija@unmo.ba

Abstract: *Savings as an alternative source of capital, in the opinion of most economists, are a much more reliable and rational source of investment funds than others. Therefore, the aim of this research is to determine what factors can drive domestic household savings with further regressions to overall economic growth. This research examined the impact of macroeconomic and financial factors on household savings based on quarterly data from the BiH Agency for Statistics and the Central Bank of Bosnia and Herzegovina for the period 2000-2016. For this purpose, seasoning of variables was done using X-13 ARIMA and TRAMO / SEATS. The stationarity of seasonally adjusted variables was examined throu-*

gh: the extended Dickey-Fuller unit root test, the Phillips-Perrontest unit root test, and the Kwaitkowski-Phillips-Schmidt-Shin stationarity test. The model included only non-stationary first order integration variables, which are also cointegrated, which is a condition for applying the error correction method (ECM). The application of the ECM methodology first required determining the appropriate number of lag in the VAR model and then applying the Johansen cointegration test. The following were used as independent variables in ECM: industrial production, government expenditure in% of GDP, money supply (M2) in% of GDP, foreign trade balance in% of GDP, current account balance in% of GDP, deposit population interest rate and unemployment rate. The variables included are based on ECM methodology criteria, which is the same order of integration and cointegration. Among the long-run interdependence ratios, only general government expenditure ratios in% of GDP, foreign trade balance in% of GDP and current account balance in% of GDP proved to be statistically significantly different from zero. The first two coefficients have a positive sign, while the impact of the current account balance in the gross domestic product is negative. A one percent increase in the share of general government expenditures and foreign trade balance in Gross Domestic Product will in the long run lead to an increase in the household savings rate by 4.1% and 3.5% respectively. The error correction coefficient (EC (-1)) in the short-term part of the model, which measures the rate of equilibrium adaptation in the dynamic model, is with the expected negative sign, but is not statistically significant. The high value of the adjusted coefficient of determination, 0.385, suggests that almost 39% of variations in household savings are explained by variations in the set of independent variables included in the ECM model. The obtained research findings can be significant indicators for adequate monetary and fiscal policy measures in BiH, and can be indicators for the overall macroeconomic policy of the country.

Keywords: *savings, econometric analysis, economic policy measures*

The JEL classification: *C32, E21*

