

## ŠTEDNJA PRIVATNIH PROFITNIH PREDUZEĆA U BIH-ANALIZA PRIMJENOM ARDL METODOLOGIJE

### SAVINGS OF PRIVATE PROFIT COMPANIES IN BIH-ANALYSIS USING ARDL METHODOLOGY

dr. IRMA ĐIDELIJA, docent

Univerzitet „Džemal Bijedić“ u Mostaru, Ekonomski fakultet

**Sažetak:** Za svaku nacionalnu ekonomiju osiguranje sredstava finansiranja domaćih investicija i ekonomskog rasta jedno je od ključnih pitanja. Kao sredstvo za finansiranje investicija i ekonomskog rasta u literaturi se preporučuje domaća štednja, a posebno privatna štednja. Empirijske analize su uglavnom fokusirane na ukupnu privatnu štednju ne praveći distinkciju između njenih sastavnica. Ovim radom provodi se analiza jedne sastavnice privatne štednje i njenih faktora. U ovom slučaju to je štednja privatnih profitnih preduzeća. Analiza je provedena na štednji privatnih profitnih preduzeća u Bosni i Hercegovini (BiH). Štednja privatnih profitnih preduzeća u BiH posmatrana kao zbir štednih i oročenih depozita zabilježila kumulativni rast 78,72% do izbivanja globalne finansijske krize. U radu je primijenjena Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) metodologija u cilju ispitivanja koji faktori su pogodovali ovako pozitivnim kretanjima. Primijenjenom metodologijom potvrđena je hipoteza rada, štednja privrede u BiH determinisana je dejstvom varijabli finansijskog tipa.

**Ključne riječi:** štednje privrede, faktori štednje privrede, ARDL metodologija

**Abstract:** For any national economy, securing funds to finance domestic investment and economic growth is one of the key issues. Domestic savings, and especially private savings, are recommended in the literature as a means of financing investments and economic growth. Empirical analyzes are mainly focused on total private savings without making a distinction between its components. This paper analyzes one component of private savings and its factors. In this case, it is the savings of private profit companies. The analysis was conducted on the savings of private profit companies in Bosnia and Herzegovina (BiH). Savings of private profit companies in BiH, viewed as the sum of savings

*and time deposits, recorded a cumulative growth of 78.72% until the outbreak of the global financial crisis. The paper applies the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) methodology in order to examine which factors contributed to such positive trends. The applied methodology confirmed the hypothesis of research: the savings of private profit companies in BiH were determined by the effect of financial type variables.*

**Keywords:** *savings of private profit companies, saving factors of private profit companies, ARDL methodology*

## UVOD

Štednja u određenoj zemlji se obično definiše kao iznos sredstava ili dohotka proizvedenog u određenoj ekonomiji tokom određenog vremenskog razdoblja (to je najčešće razdoblje od jedne godine) koji se nije odmah iskoristio, već je ostavljen da se koristi na taj način da poveća prinose posmatrane ekonomije u godinama koje dolaze. Privatna štednja se definiše kao dio dohotka koji ostaje nepotrošen na taj način izlazeći iz kružnog toka dohotka, te se ostavlja za buduću potrošnju (Mankiw, 2007<sup>1</sup>). U ovom radu provest će se analiza štednje privatnih profitnih preduzeća, mada neke empirijske studije ne prave distinkciju između štednje domaćinstava i štednje privatnih profitnih preduzeća. Istražit će se osnovni faktori koji utiču na štednju privatnih profitnih preduzeća u razdoblju 2000.q1 - 2016.q3 (osam godina prije izbijanja globalne finansijske krize i osam godina poslije izbijanja globalne finansijske krize) u BiH i to na temelju ključnih teorijskih i empirijskih odrednica štednje. U radu će se ispitati i ročni uticaj određenih faktora štednje privatnih profitnih preduzeća.

Na finansijskim tržištima u BiH banke imaju centralnu ulogu, tako se kao najčešći oblik štednje pojavljuju bankarski depoziti, umjesto ulaganja na tržištu kapitala. Da je tržište kapitala u BiH razvijenije, to bi značilo da država izdaje vrijednosne papire za infrastrukturu, držanje obveznica ove vrste bilo bi isplativije od depozita po viđenju iz razloga što bi donosilo više kamatne stope.

Štedni i oročeni depoziti privatnih profitnih preduzeća u BiH ostvaruju najveći rast neposredno prije izbijanja globalne finansijske krize, tačnije od 2005 godine do posljednjeg kvartala 2008 godine i početka globalne finansijske krize. U ovom periodu kumulativni rast depozita je iznosio 78,72%. Pad štednih i oročenih depozita privatnih profitnih preduzeća bilježi se od početka globalne finansijske krize pa do kraja 2010 godine. Ponovni postepeni, blagi rast štedni i

---

<sup>1</sup> Mankiw, G., (2007), *Macroeconomics*, The United States: McGraw-Hill.

oročeni depoziti privatnih profitnih preduzeća bilježe od 2010-2016, ali uz stalne oscilacije na različite promjene.

Cilj ovog rada je istražiti koji faktori pogoduju ovakvim kretanjima štednje privatnih profitnih preduzeća u BiH. Također, cilj je ispitati i ročno dejstvo tih faktora na štednju privatnih profitnih preduzeća. Kako bi se postigao definisani cilj istraživanja u model su uključene varijable koje prepoznaje ekonomska teorijska i empirijska literatura, a koji su bili dostupni za BiH. Sve varijable su izražene u apsolutnim pokazateljima.

Na osnovu cilja istraživanja definisana je i istraživačka hipoteza, H1: Štednja privatnih profitnih preduzeća u BiH pod značajnim je uticajem faktora finansijskog tipa.

Kako bi se testirala definisana hipoteza korištena je Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) metodologija. ARDL metodologija se provodi u tri koraka. U prvom koraku se utvrđuje postojanja dugoročne veze među varijablama pomoću izračuna granične F-statistike. U drugom koraku se vrši izbor odgovarajućeg broja pomaka. U trećem koraku se provodi reparametarizacija odabranog ARDL modela u Error Corection model (ECM). Prije primjene ARDL metodologije stacionarnost varijabli ispitana je promjenom: Augmented Dickey-Fullerovog testa (ADF), Philips-Perronovog testa (PP) i Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin testa (KPSS).

Rad je podijeljen u pet dijelova. Nakon uvodnih napomena slijedi teoretski okvir i pregled literature s posebnim naglaskom na naučne članke koji se bave problematikom faktora štednje, uzimajući u obzir da osnovna ekonomska teorija prepoznaje dohodak kao dominantni faktor štednje. Najvažniji dio rada je pregled empirijskih rezultata i njihova diskusija. U ovom je dijelu najprije predstavljena metodologija istraživanja, a onda je urađena ocjena i analiza modela. Na kraju rada iznijeta su zaključna razmatranja sa sažetim rezultatima istraživanja.

## TEORETSKI OKVIR

Teorija permanentnog dohotka i hipoteza životnog ciklusa su temeljne teorije štednje. Teorija permanentnog dohotka ističe dohodak kao dominantan faktor štednje, a hipoteza životnog ciklusa naglašava još značajnost i demografskih faktora štednje.

Empirijske studije iz ove oblasti prepoznaju veliki broj faktora štednje. Međutim, ove analize ne daju jednoznačne ocjene o apsolutnom i ročnom dejstvu pojedinih faktora na štednju.

U većini studija, koje se bave analizom faktora štednje, inflacija se koristi kao uobičajena mjera nesigurnosti vezane za budućnost. U skladu sa temeljnim teorijama štednje veća nesigurnost znači i veću štednju. Pojedinci koji su neskloni riziku u periodu veće nesigurnosti štede sredstva zbog predostrožnosti. Empirijske analize, također, pokazuju pozitivan uticaj inflacije na štednju, zbog kreiranja motiva predostrožnosti, ali i iz razloga što je inflacija povezana sa rastom dohotka u ekspanzivnoj fazi poslovnog ciklusa. Chaudhry et al. (2014)<sup>2</sup> su analizirali faktore štednje u Pakistanu. Autori potvrđuju da inflacija ima značajan pozitivan uticaj na štednju i u kratkom i u dugom roku. Inflacija, također, znači veće nominalne kamatne stope producirajući veći dohodak i dalje štednju. Međutim, može se desiti i suprotno. Naime, Loayza et al. (2000)<sup>3</sup> svojim istraživanjem utvrđuju da ako kamatna stopa nije prilagodljiva promjenama inflatorne stope, tada će rast inflacije smanjiti realnu kamatnu stopu i dalje obeshrabriti štednju u vidu finansijske imovine. Također, Nagaraju et al (2018)<sup>4</sup> utvrđuju negativan uticaj inflacije na štednju. Inflacija i količina novčane mase (M2) bit će uključene kao varijable u model ovog istraživanja.

Politika centralne vlade utiče na štednju na različitim načine. Politika centralne vlade utiče na štednju putem odredbi fiskalne politike, ali i samom javnom štednjom, što je značajna implikacija Keynes-ove teorije. Neoklasični modeli životnog ciklusa tvrde da smanjenje štednje vlade znači rast potrošnje i dalje smanjenje agregatne štednje. Na ovaj način poreska opterećenja se pomiču sa sadašnjih na buduće generacije. Keynes-ov model tvrdi suprotno, veća agregatna štednja privremeno smanjuje javnu štednju. Ricardian-ova teorija, opet, tvrdi da rast javne štednje nema značajan uticaj na ukupnu nacionalnu štednju. Preme Ricardian-ovoj teoriji rast javne štednje dovodi do smanjenja privatne u istom iznosu. I veliki broj empirijskih radova se bavi ovom tematikom.

Shaikh, Sheikh (2013)<sup>5</sup>, te Esmail (2014)<sup>6</sup> svojim analizama tvrde da visoki rashodi vlade utiču na smanjenje štednje, a posebno kada su izraženi u formi rasta vanjskog duga. Strogo definisani postulati Ricardian-ove teorije opovrgnuti su i

---

2 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, Vol. 8 (2), 521-539.

3 Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., Serven, L., (2000), What drives private saving across the world?, Review of Economics and Statistics, 82(2), 165-181.

4 Nagaraju, Y., Boateng, K., (2018), Profitability Determinants of Savings and Loans Companies in Ghana: Evidence on Bank Specific and Macroeconomic Determinants, International Journal of Management Studies, Vol.V, Issue 2, 2

5 Shaikh, S.A., Sheikh, E.A., (2013), Macroeconomic Determinants of Savings in Pakistan, GM-JACS, Vol. 3, No. 1, 151-165.

6 Esmail, H. A. H., (2014), Macroeconomic determinants of savings in Egypt” Statistical Model“, International Journal of Business and Economic Development, 2(2), 26-33

to od strane Ozcan et al. (2003)<sup>7</sup>. Ovi autori empirijskim istraživanjem dokazuju da javna štednja nema tendenciju „istiskivanja“ privatne. Chaudhry et al. (2014)<sup>8</sup> upotrebom ARDL i ECM metodologije pokazuju i da budžetski deficit ima negativan uticaj na štednju. Prema autorima istovjetno dejstvo budžetskog deficita na štednju ostvaruje se i u dugom i u kratkom roku. Chaudhry et al. ističu da je štednja negativna funkcija budžetskih prihoda u kratkom roku, ali pozitivna funkcija u dugom roku. U modelu ovog istraživanja, a u skladu sa navedenim, uključiti će se sljedeće varijable: prihodi centralne vlade, rashodi centralne vlade, fiskalni bilans centralne vlade, te vanjski dug.

Odnos indeksa izvoznih i uvoznih cijena i saldo/deficit tekućeg računa često se nazivaju eksternim varijablama. Ove varijable mogu imati značajan uticaj na štednju u otvorenim ekonomijama bez obzira na stepen njihove razvijenosti. Ispitivanje kauzalnog odnosa štednje i odnosa indeksa izvoznih i uvoznih cijena potaknut je još Herberger-Laursen-Metzler-ovom hipotezom. Hipoteza tvrdi da slabiji odnos indeksa izvoznih i uvoznih cijena znači smanjenje dohotka i štednje. Empirijske studije su pokazale da ako dođe do poboljšanja odnosa indeksa izvoznih i uvoznih cijena onda dolazi do rasta štednje jer se ostvaruje pozitivan uticaj na dohodak i bogatstvo. Tako, Kwakwa (2013)<sup>9</sup> utvrđuje pozitivan uticaj odnosa indeksa izvoznih i uvoznih cijena na štednju i u dugom i u kratkom roku. Obično se pretpostavlja da deficit tekućeg računa uzrokuje djelimično smanjenje privatne štednje. Ovo se dešava iz razloga što eksterna štednja ima tendenciju supstitucije domaće. Loayza et al. (2000)<sup>10</sup> dokazuju da povećanje deficita tekućeg računa znači smanjenje domaće štednje. Domaća štednja na ovaj način biva supstituisana eksternom štednjom. Ayalew (2013)<sup>11</sup> utvrđuje statističku neznačajnost uticaja deficita tekućeg računa na štednju u dugom roku. Odnos indeksa izvoznih i uvoznih cijena i saldo/deficit tekućeg računa bit će uključene kao varijable u model ovog istraživanja.

Kamatna stopa se ističe kao najznačajnija „pomoćna“ varijabla teorije permanentnog dohotka. Kamatna stopa ostvaruje uticati na štednju na različite načine. S jedne strane postoji supstitucijski efekat. U skladu sa ovim efektom rast kamatne stope povećava trenutne troškove u odnosu na buduću potrošnju uzrokujući rast štednje. Tako se štednja pojavljuje kao supstitucija trenutne za buduću potrošnju. S druge strane postoji i dohodovni efekat. Prema ovom efektu

---

7 Ozcan, K. M., Gunay, A., Ertac, S., (2003), Determinants of private savings behaviour in Turkey, *Applied Economics*, 35(12), 1405-1416.

8 Chaudhry et al., (2014), op.cit., 521-539.

9 Kwakwa, P. A, (2013), Determinants of National Savings: A Short and Long Run Investigation in Ghana.

10 Loayza, et.al., (2000), op.cit., 165-181.

11 Ayalew, H. A., (2013), Determinants of domestic saving in Ethiopia: An autoregressive distributed lag (ARDL) bounds testing approach, *Journal of Economics and International Finance*, 5(6), 248-257.

rast kamatne stope može obeshrabrili štednju, a što se javlja kao posljedica želje za primanjem jednakog iznosa novca u narednom periodu. Prema dohodovnom efektu dolazi i do smanjenja javne štednje u zemljama sa visokim javnim dugom.

Znak i jačina uticaja kamatne stope na štednju, s toga mogu biti različiti. Određeni broj empirijskih studija ističe pozitivne efekte kamatne stope na štednju. Chaudhry et al. (2014)<sup>12</sup> primjenom ARDL i ECM metodologije tvrde da je štednja pozitivna funkcija veće kamatne stope. Korištena metodologija omogućila je autorima da dokažu značajnost uticaja kamatne stope na štednju i u dugom i u kratkom roku. Slične rezultate dobili su i Zeleke i Endris (2019).<sup>13</sup> Druge studije ističu da postoji negativan efekat kamatne stope na štednju. Thanoon, Baharumshah (2005)<sup>14</sup> dokazuju da je štednja kratkoročno negativna funkcija kamatne stope u zemljama Latinske Amerike. Test jediničnog korijena je metodologija koju su ovi autori upotrijebili. Kolasa, Liberda (2015)<sup>15</sup> primjenom regresije utvrđuju da je štednja negativna funkcija kamatne stope u Poljskoj, dok je u zemlje OECD-a štednja pozitivna funkcija kamatne stope. Nekoliko analiza utvrdilo je da kamatna stopa ne ostvaruje značajan uticaj na štednju, kao na primjer Bhandari et al. (2007)<sup>16</sup>. Pošto je kamatna stopa značajna odrednica štednje, prema većini studija, onda će biti uključena i kao varijabla u modelu ovog istraživanja.

Veliki broj studija ističe i značajnost demografskih faktora štednje (npr. Nwosu et al (2020)<sup>17</sup>). Međutim, za BiH nisu dostupni ovi podaci za razmatrani period istraživanja. Uvažavajući prethodnu činjenicu, kao varijabla modela uključiti će se stopa nezaposlenosti, a za koju su bili dostupni podaci za posmatrani period. U model istraživanja stopu nezaposlenosti, kao varijablu, su uključili Athukorala, Tsai (2003)<sup>18</sup>, te Saqib et al. (2016)<sup>19</sup>.

12 Chaudhry et al., (2014), op.cit., 521-539.

13 Zeleke, A. T., Endris, A. K. (2019). Household saving behavior and determinants of savings in financial institutions: The case of Derra District, Oromia Region, Ethiopia. *Research Journal of Finance and Accounting*, 10(23), 20-27.

14 Thanoon, M. A. M., Baharumshah, A. Z., (2005), What happened to savings during the financial crisis- a dynamic panel analysis of Asian- 5 countries, *Economic Change and Restructuring*, 38(3-4), 257-275.

15 Kolasa, A., Liberda, B., (2015), Determinants of Saving in Poland: Are They Different from Those in Other OECD Countries?, *Eastern European Economics*, 53, 124-148

16 Bhandari, R., Dhakal, D., Pradhan, G., Upadhyaya, K. P., (2007), Determinants of private saving in South Asia, *South Asia Economic Journal*, 8(2), 205-217.

17 Nwosu, E. O., Anumudu, C. N., Nnamchi, C. E. (2020). Microeconomic Determinants of Household Savings in Nigeria. *Journal of International Development*, 32(2), 150-167

18 Athukorala, P. C., Tsai, P. L., (2003), Determinants of household saving in Taiwan: growth, demography and public policy, *The Journal of Development Studies*, 39(5), 65-88.

19 Saqib, S., Panazi, S., Ullah, H., Ullah, U., Usman, H. (2016). Determinants of Household Savings in Rural and Urban Areas: The Case of Chitral District, Pakistan. *International journal of academic research in business and social sciences*, 6(3), 54.-64

Iz prethodno navedenog pregleda literature može se uočiti da ne postoji jasno definisan red značajnosti i stepen uticaja pojedinih faktora na štednju. Kako će pojedini faktori uticati na štednju zavisi od kulturnih, političkih karakteristika pojedinih ekonomija, populacije, iskustva, ali i od primijenjene metodologije.

### **Metodologija istraživanja**

Kada se ekonomski pokazatelji koriste u obliku vremenskih serija potrebno je najprije uraditi njihovo desezoniranje u cilju isključivanja učinak sezone. Desezoniranje podataka je potrebno provesti jer je ukupna varijacija vremenske serije značajno određena sezonskim varijacijama serija. Velika varijansa, odnosno prognostička pogreška, pojavljuje se u slučaju kad se zanemari važnosti sezonskih utjecaja. To je još jedan razlog zašto je potrebno provesti desezoniranje podataka. Kada se primjenjuju metode desezoniranje pažnja je usmjerena samo na procjenu i uklanjanje sezonskih utjecaja, ovdje se ne provode analize niti se objašnjavaju uzroci sezonskih pojava.

U ovom radu za desezoniranje podataka primijenjene su metode: X-13 ARIMA i TRAMO/ SEATS. X-13 ARIMA metodologija pogodna je za kreiranje vremenskih serija koje zadovoljavaju kriterije regARIMA modela. RegARIMA modeli su zapravo regresijski modeli s greškama ARIMA. Kod ovih modela glavna funkcija vremenske serije je izražena linearnom kombinacijom regresora, dok je kovarijansna struktura niza proces ARIMA. Ako se regresori isključe tada se regARIMA model svodi se na ARIMA model, pa je pretpostavka da je glavna funkcija jednaka nuli. Također, i TRAMO/SEATS metoda za desezoniranje serija se često preporučuje u literaturi. Osnovna prednost TRAMO/SEATS metode je što je dovoljno pouzdana u detaljnim analizama. Program TRAMO je prva faza metode i koristi se za prethodno prilagođavanje serije. U programu TRAMO prilagodba radnim danima temelji se na regresijskom modelu. U ovoj fazi uočavaju se i ekstremi i outlier-i u seriji. U drugoj fazi metode, program SEATS, provodi se konkretno desezoniranje serije.

Za potrebe daljnje ekonometrijske analize, a nakon što se uradi desezoniranje podataka, potrebno je ispitati stacionarnost uključenih varijabli. Stacionarnost je jedno od temeljnih obilježja vremenske serije, pa je stacionarnost preduslov za određivanje većine ekonometrijskih modela. Za neki stohastički postupak se kaže da je stacionaran ako se s vremenom ne promijene vjerojatna svojstva promatranog procesa. Ispitivanje stacionarnosti podataka u ovom istraživanju urađeno je primjenom: ADF testa, PP testa i KPSS testa. Nulta hipoteza ADF i PP testa je da je proces nestacionaran. Nulta hipoteza KPSS testa je da je proces stacionaran i KPSS test služi kao potvrdna analiza za prethodna testove.

Prilikom utvrđivanja koji faktori djeluju na štednju privrede u BiH i kakav je njihov ročni uticaj primjenjena je ARDL metodologija. ARDL metodologija se može primijeniti bez obzira na red integrisanosti varijabli (bez obzira da li su varijable  $I(0)$ ,  $I(1)$  ili kombinacija ovih diferencija). Za razliku od Johansenovog pristupa ARDL metodologija osigurava identifikaciju kointegracijskih jednačina. Ovdje se svaka varijabla posmatra kao pojedinačna jednačina dugoročne veze. Nakon što se odredi jedna kointegracijska jednačina onda se ARDL model kointegracijskog vektora reparametarizira u ECM model. Postupak reparametarizacije na ECM model osigurava identifikaciju kratkoročne dinamike. Reparametarizacija je moguća jer je ARDL dinamička jednačina modela iste forme kao i ECM. Neograničeni pomaci regresora u regresijskoj jednačini dozvoljeni su zahvaljujući modelima distribuiranih pomaka. ARDL metodologija provodi se u tri faze. U prvoj fazi se utvrđuje postojanje dugoročne veze među varijablama pomoću izračuna granične F-statistike. U drugoj fazi se vrši izbor odgovarajućeg broja pomaka. U trećoj fazi se provodi reparametarizacija odabranog ARDL modela u ECM model.

Za provođenje ARDL metodologije korištena su dva softverska programa: EViews 9.5 i R uključujući brojne pakete kreirane za analizu vremenskih serija.

U pregledu literature istaknute su varijable koje će se uključiti u model. Kao zavisna varijabla koristit će se štednja privrede, a kao nezavisne varijable koristit će se: BDP, inflacija, prihodi opće vlade, rashodi opće vlade, fiskalni bilans, novčana masa (M2), saldo tekućeg računa, vanjski dug, odnos indeksa izvoznih i uvoznih cijena, depozitna kamatna stopa privrede i stopa nezaposlenosti. Svi podaci o varijablama za razdoblje 2000.q1 – 2016.q3 preuzeti su iz baza Centralne banke BiH i Agencije za statistiku BiH.

## REZULTATI ISTRAŽIVANJA

U nastavku će se najprije prikazati rezultati testova stacionarnosti varijabli. Nakon rezultata testova stacionarnosti slijedi ocjena i analiza definisanog modela primjenom ARDL metodologije.

### Rezultati testovi jediničnog korijena u desezoniranim serijama

Kako bi se provjerila hipoteza da desezonirane varijable imaju jedinične korijene korištena su dva testa: ADF test i PP test. U oba testa, a kako je ranije istaknuto, nulta hipoteza je da varijabla ima jedinični korijen. PP test, međutim, ima prednost u odnosu na ostale testove jediničnog korijena jer ne zahtijeva

da se uključe dodatne zavisne varijable. Još jedna prednost PP testa je što je to neparametarski test, pa se ne temelji na pretpostavci funkcionalnog oblika varijabli greške.

Za konfirmatornu analizu stacionarnosti korišten je KPSS test. Nulta hipoteza KPSS testa je da je serija stacionarna. S obzirom da testovi jediničnog korijena imaju slabu snagu na malim uzorcima, odnosno u kratkim vremenskim serijama, u cilju provjere robusnosti rezultata, rezultati za tri testa stacionarnosti prikazani su u nastavku.

U slučaju ADF testa test korišten je Schwarzovi kriteriji za određivanje broja pomaka. U slučaju PP i KPSS testova korišteni su: spektralni model ocjenjivanja sa Barteltt-ovim jezgrom i Newey-West širinom opsega.

Rezultati tri testa jediničnog korijena nisu dali jednoznačne rezultate. Kako bi se donijela odluka o tome kojeg je reda integrisanosti varijabla pored rezultata testova jediničnog korijena upotrijebljena je i vizuelna revizija grafikona vremenske serije. I literatura predlaže ovakav kombinovani pristup zbog male snage testova jediničnog korijena u vremenskim serijama dužine kojima se raspolaže u ovoj analizi. Stiče se opći dojam da, uglavnom, postoji slaganje između toka vremenskih serija na njenom grafikonu i rezultata testova.

Tabela 1.: Sumiranje rezultata testova jediničnog korijena – red integracije

<i>Varijabla</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>	<i>KPSS</i>	<i>Komentar</i>
Štednja privatnih preduzeća	I(1)	I(1)	I(0)	Nestacionarna prvog reda
Bruto društveni proizvod	I(1)	I(1)	I(1)	Nestacionarna prvog reda
Inflacija	I(0)	I(1)	I(0)	Stacionarna
Prihodi opće vlade	I(1)	I(1)	I(1)	Nestacionarna prvog reda
Rashodi opće vlade	I(1)	I(0)	I(1)	Nestacionarna prvog reda
Fiskalni bilans	I(0)	I(0)	I(0)	Stacionarna
Novčana masa (M2)	I(1)	I(1)	I(1)	Nestacionarna prvog reda
Slado tekućeg računa	I(0)	I(0)	I(1)	Trend-stacionarna
Vanjski dug zemlje	I(1)	I(0)	I(1)	Nestacionarna prvog reda
Odnos indeksa izvoznih i uvoznih cijena	I(0)	I(0)	I(0)	Stacionarna
Depozitna kamatna stopa preduzeća	I(1)	I(1)	I(1)	Nestacionarna prvog reda
Stopa nezaposlenosti	I(1)	I(1)	I(0)	Nestacionarna prvog reda

Izvor: Autor

Kod donošenja odluke o redu integrisanosti određene varijable krenulo se od proširenog modela. Prošireni model uključuje konstantu i trend. Nakon toga

se u iterativnom postupku, a u skladu sa metodologiji koju je utvrdio Enderes, ispitalo ima li varijabla jedinični korijen ili ne.

Tako je odluka o redu integrisanosti varijabli donesena je na temelju modela koji uključuje konstantu i trend, ali ne na direktan način, već korištenjem Enderesova procesa. Ovdje je bitno istaći, a radi analize autoregresijskim modelima raspoređenih pomaka, da su sve varijable ili stacionarne ili integrisane varijable prvog reda. Kod ARDL modela zahtjev je da niti jedna od varijabli nije  $I(2)$  varijabla (varijabla drugog reda integrisanosti).

### Ocjena modela ARDL metodologijom

Prije nego što je data ocjena ARDL modela štednje privrede urađen je  $F$ -granični test (eng. *F-bounds test*) kako bi se utvrdilo da li postoji dugoročna povezanosti među varijablama. U Tabeli 2. dati su rezultati  $F$ -graničnog testa.

Tabela 2.:  $F$ -granični i  $t$ -granični testovi

$F$ -granični test				$t$ -granični test			
Vrijednost	Značajnost	I(0)	I(1)	Vrijednost	Značajnost	I(0)	I(1)
8.48	10%	3.38	4.02	-3.93	10%	-2.57	-3.21
	5%	3.88	4.61		5%	-2.86	-3.53
	2.5%	4.37	5.16		2.5%	-3.13	-3.80
	1%	4.99	5.85		1%	-3.43	-4.10

Napomena: Nulta hipoteza je da ne postoji povezanost među nivoima serija.

Izvor: Autor

Vrijednost  $F$ -statistike u  $F$ -graničnom testu je 8.48 i sugeriše odbacivanje nulte hipoteze da ne postoji dugoročna zavisnost među promjenljivama u ARDL modelu. Ovim testom se potvrdilo postojanje dugoročne međuzavisnosti među uključenim varijablama.

Pošto se potvrdila dugoročna međuzavisnost u naredna dva koraka određuje se red pomaka svake varijable u ARDL modelu i potom se sa određenim redom pomaka vrši ocjena ARDL model. Određivanje reda pomaka u modelu urađeno je upotrebom Schwarz-ovog kriterijuma. Tako je izabran ARDL(1,2,2) model.

U ovom procesu se, polazeći od preliminarne specifikacije modela od 11 nezavisnih varijabli, korištenjem statističkih testova redukovao spisak varijabli koje su uključene u ARDL model. Naime, tokom specifikacije ARDL modela nije se pokazalo da sve nezavisne varijable imaju statistički značajan uticaj na zavisnu promjenljivu. Ocjena ARDL modela sa štednjom privrede kao zavisnom promjenljivom uključivala je sljedeće varijable: inflacija i novčana masa (M2). Ocjena ovog ARDL modela je data u Tabeli 3.

Gornji dio Tabele 3. sadrži koeficijente međuzavisnosti štednje privatnih profitnih preduzeća i ostalih varijabli modela na dugi rok. Donji dio tabele sadrži rezultate modela korekcije greške, tj. koeficijente međuzavisnosti štednje privatnih profitnih preduzeća i ostalih varijabli modela na kratak rok.

Svi koeficijenti uz nezavisne promjenljive su statistički značajno različiti od nule.

Na dugi rok jedinično povećanje novčane mase (M2), mjereno u milionima KM, povećava štednju privatnih profitnih preduzeća za 0.0821 miliona KM. Dakle, veća količina novca u opticaju dugoročno povećava i nivo štednje. Pozitivan uticaj novčane mase na štednju privatnih profitnih preduzeća u skladu je sa ranijim empirijskim studijama: Park i Shin (2009)<sup>20</sup>, Sahoo i Dash (2013)<sup>21</sup>, Bayar (2014)<sup>22</sup>.

Jednoprocentno povećanje inflacije uzrokuje povećanje štednje od 40.96 miliona KM. Inflacija kao mjera makroekonomske nestabilnosti ima pozitivan uticaj na štednju. Povećanjem inflacije raste i štednja iz predostrožnosti, ali ovo može biti povezano i sa rastom dohotka u ekspanzivnoj fazi poslovnog ciklusa pošto BiH nema izraženu inflaciju zbog currency board sistema. Rezultati su u skladu i sa drugim empirijskim rezultatima: Chaudhary et al. (2014)<sup>23</sup>, Kolasa i Liberada (2015)<sup>24</sup>.

Tabela 3.: ARDL model

Promjenljiva	Dugi rok		
	Koeficijent	<i>t</i> -statistika	<i>p</i> -vrijednost
Novčana masa (M2)	0.0821	2.21	0.0318
Inflacija	40.9600	2.53	0.0147
@ Trend	-15.6100	-1.60	0.1154
Kratki rok			
Konstanta	0.7699	0.10	0.9196
$\Delta$ Novčana masa (M2)	0.0555	2.85	0.0063
$\Delta$ Novčana masa (M2) (-1)	-0.0515	-2.72	0.0090
$\Delta$ Inflacija	8.1565	2.19	0.0331

20 Park, D., Shin, K., (2009), Saving, investment, and current account surplus in developing Asia, Asian Development Bank Economics Working Paper Series, (158).

21 Sahoo, P., Dash, R. K., (2013), Financial sector development and domestic savings in South Asia, Economic Modelling, 33, 388-397

22 Bayar, Y., (2014), Financial development and domestic savings in emerging Asian countries, Theoretical and applied economics, 21(7), 596.

23 Chaudhry et al., (2014), op.cit., 521-539.

24 Kolasa, A., Liberda, B., (2015), op.cit., 124-148

$\Delta$ Inflacija (-1)	-12.7334	-3.85	0.0003
Korekcija greške (EC) (-1)	-0.2121	-5.60	0.0000
Koeficijent determinacije $R^2$	0.4520		
Prilagođeni koeficijent determinacije	0.4003		
$F$ -statistika	8.7442		
Breuch-Godfrey autokorelacioni LM test	2.5651 (broj pomaka = 4), $p$ -vrijednost = 0.6330		
Jarque-Bera test normalnosti	124 (stepeni slobode = 2), $p$ -vrijednost = 0.0000 (outlier)		
Ramsey RESET test funkcionalne forme	0.1911 (stepeni slobode = 2, 48), $p$ -vrijednost = 0.8267		
ARCH test	0.6618 (broj pomaka = 4), $p$ -vrijednost = 0.9560		
White test heteroskedastičnosti	4.9507 (stepeni slobode = 8), $p$ -vrijednost = 0.7628		

Napomena: Nulta hipoteza za Breusch-Godfrey LM test autokorelacije je da reziduali modela nisu autokorelisani; Nulta hipoteza za Jarque-Bera test normalnosti je da reziduali modela slijede normalan raspored; Nulta hipoteza za Ramsey RESET test je da je funkcionalna forma modela korektno specificirana; Nulta hipoteza za White-ov test heteroskedastičnosti je da su reziduali modela homoskedastični.

Izvor: Autor

Koeficijent korekcije greške (EC(-1)) u kratkoročnom dijelu modela je sa očekivanim negativnim predznakom i statistički je značajan. Njegova vrijednost -0.2121 ukazuje na relativno sporo prilagođavanje ocjenjene kratkoročne štednje privatnih profitnih preduzeća njihovoj dugoročnoj putanji:  $1/0.2121 \cdot 4 = 18.86$  kvartala, tj. potrebno je skoro 19 kvartala u ovom ARDL modelu da se štednja privatnih profitnih preduzeća potpuno prilagodi odstupanjima od dugoročne putanje štednje.

Valjanost ARDL modela je ocjenjena upotrebom seta statističkih testova. Rezultati ovih testova su prikazani u donjem dijelu Tabele 3. Svi statistički testovi ocjenjenog modela, osim Jarque-Bera testa ukazuju na to da je ARDL model korektno specificiran. Postojanje jedne nestandardne observacije (eng. *outlier*) dovelo je do odbacivanja hipoteze o normalnom rasporedu reziduala ARDL modela korištenjem ovog testa. Ovaj rezultat testa normalnosti nema značajnijeg uticaja na ocjenjene koeficijente ovog ARDL modela i njihovu značajnost.

Breuch-Godfrey autokorelacioni LM test pokazuje da reziduali modela nisu autokorelisani. ARCH test i White test heteroskedastičnosti pokazuju da su reziduali modela homoskedastični i nekorelisani sa nezavisnim promjenljivama modela. Ramsey RESET test funkcionalne forme potvrđuje korektnu specifikaciju modela.

Relativno visoka vrijednost prilagođenog koeficijenta determinacije, 0.452 sugerira da je 45% varijacija štednje privatnih profitnih preduzeća objašnjeno varijacijama u skupu nezavisnih varijabli uključenih u ovaj ARDL model.

### Rasprava

Varijable koje statistički značajno utiču na štednju privatnih profitnih preduzeća u BiH su: novčana masa (M2) i inflacija.

Novčana masa očekivano ima pozitivan uticaj na štednju privatnih profitnih preduzeća i u dugom i u kratkom roku. Jedinično povećanje novčane mase (M2), mjereno u milionima KM, povećava štednju privatnih profitnih preduzeća za 0.0821 miliona KM u dugom roku, a za 0.0555 miliona KM u kratkom roku.

Park i Shin (2009)<sup>25</sup> prilikom analize štednje u zemljama u razvoju u Aziji utvrđuju da je štednja privatnih profitnih preduzeća pozitivna funkcija novčane mase. Ovakve rezultate dobili su i: Horioka i Yin (2010)<sup>26</sup>, Sahoo i Dash (2013)<sup>27</sup>, te Bayar (2014)<sup>28</sup>.

Ako ima više novca u opticaju to znači razvijeniji finansijski sektor države čime se povećava povjerenje u bankarski sektor. Očekivanje da će se ovaj trend nastaviti i u budućnosti dovodi do rasta štednje i u dugom roku. Ovakva privredna kretanja su i očekivana budući da više novca u opticaju znači i ubrzaniji protok kapitala, to znači i više investicija, pa postoji dovoljno sredstava da privatna profitna preduzeća više štede. Rezultatima ovog istraživanja se samo još jednom potvrđuje da veće povjerenje u bh finansijski sektor pogoduje rastu štednje privatnih profitnih preduzeća. Na osnovu navedenog ovi rezultati mogu poslužiti za provođenje adekvatne ekonomske politike u BiH.

Štednje privatnih profitnih preduzeća je pozitivna funkcija inflacije i u dugom i u kratkom roku. Jednoprocentno povećanje inflacije uzrokuje rast štednje privrede za 40.96 miliona KM, 8.1565 miliona KM u kratkom roku, respektivno.

---

25 Park, D., Shin, K., (2009), op.cit., (158).

26 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, 63-79

27 Sahoo, P., Dash, R. K., (2013), op.cit., 388-397

28 Bayar, Y., (2014), op.cit., 596.

Inflaciju bh privrednici percipiraju kao značajnu promjenu makroekonomske stabilnosti, a što je i očekivano s obzirom na kruto uređenje monetarnog sistema države, tako da i najmanje ili kratkoročne promjene inflacije uzrokuju rast štednje privatnih profitnih preduzeća iz predostrožnosti. Očekivani duži trend rasta umjerene, jednocifrene, inflacije dovodi do rasta štednje iz predostrožnosti privatnih profitnih preduzeća i u dugom roku.

Na osnovu rezultata istraživanja potvrđuje se i hipoteza istraživanja: Štednja privatnih profitnih preduzeća u BiH pod značajnim je uticajem faktora finansijskog tipa.

## ZAKLJUČAK

Ovaj je rad bio usmjeren na istraživanje fenomena štednje privatnih profitnih preduzeća, kao jedne od sastavnica privatne štednje. Analiza je provedena u maloj otvorenoj ekonomiji Bosne i Hercegovine tokom šesnaestogodišnjeg razdoblja. Teorijska i empirijska literatura ne daju jednoznačnu definiciju utjecaja pojedinih faktora na štednju. Većina studija, također, ima makroekonomski fokus na ukupnoj privatnoj štednji. Tako se ne pravi razlike između pojedinih kategorija privatne štednje, a što je posebno važno za male, rastuće ekonomije. Provedenim istraživanjem u ovom radu ispita se uticaj makroekonomskih i finansijskih faktora na štednju privatnih profitnih preduzeća u BiH kao komponente ukupne privatne štednje.

Rezultati istraživanja pokazuju da štednju privatnih profitnih preduzeća u BiH određuju: novčana masa (M2) i inflacija.

Na dugi rok jedinično povećanje novčane mase (M2), mjereno u milionima KM, povećava štednju privatnih profitnih preduzeća za 0.0821 miliona KM. Dakle, veća količina novca u opticaju dugoročno povećava i nivo štednje.

Jednoprocentno povećanje inflacije uzrokuju povećanje štednje od 40.96 miliona KM u dugom roku. Inflacija kao mjera makroekonomske nestabilnosti ima pozitivan uticaj na štednju. Povećanjem inflacije raste i štednja iz predostrožnosti, ali ovo može biti povezano i sa rastom dohotka u ekspanzivnoj fazi poslovnog ciklusa pošto BiH nema izraženu inflaciju zbog currency board sistema.

Svi kratkoročni koeficijenti su očekivano manji od odgovarajućih dugoročnih koeficijenata. Ovo sugerise da se na kratak rok obavi samo dio prilagođavanja odstupanja od ravnotežnog stanja, odnosno, da prilagođavanje zahtjeva više od jednog kvartala.

Dobijenim rezultatima ostvareni je ciljevi istraživanja, ispitano je kako pojedini faktori utiču na štednju privatnih profitnih preduzeća. Istraživanjem

je potvrđena i hipoteza rada: Štednja privatnih profitnih preduzeća u BiH pod značajnim je uticajem faktora finansijskog tipa.

Provedeno istraživanje ima odgovarajući teorijski i empirijski doprinos. Teorijski doprinos ogleda se u razvoju modela štednje privatnih profitnih preduzeća u BiH. Za BiH do sada nisu rađena slična istraživanja. Dodatni teorijski doprinos ostvaren je i na „globalnijem“ nivou. Naime, provedeno je testiranje i utvrđivanja uticaja postojećih teorijom definisanih faktora na štednju privatnih profitnih preduzeća u malim rastućim ekonomijama. Empirijski doprinos istraživanja ogleda se u tome što se dobiveni rezultati mogu staviti u funkciju donošenja strateških odluka, kako na makroekonomskoj razini tako i na razini poslovnih banaka u kojima se većina štednje privatnih profitnih preduzeća u BiH i ostvaruje.

Suštinsko ograničenje u istraživanju bila je dostupnost i kvaliteta podataka za provođenje empirijske analize. Tako neki pokazatelji uključeni kao varijable modela ovog istraživanja nisu praćeni zvaničnom statistikom ekonomije BiH, a također i uključene varijable imale su značajan broj nedostajućih podataka tokom posmatranog razdoblja. Korištenjem raspoloživih statističkih metoda imputacije nedostajućih podataka, ali i kontaktiranjem nadležnih statističkih i finansijskih državnih institucija, uz poštivanje postupka dobivanja podataka koji nisu javno objavljeni, ograničenja su prevladana.

U daljnjim analizama bilo bi korisno provesti ovakvo istraživanje nakon određenog broja godina. Na ovaj način bi se utvrdilo da li je dužina vremenske serije ostvarila uticaj na rezultate. Bilo bi značajno uključiti i demografske podatke u modele štednje. Zbog kratkoće serije podataka to nije bilo moguće provesti u ovom istraživanju. Bilo bi korisno provesti i usporednu analizu sa sličnim ekonomijama u susjedstvu i svijetu kako bi se donijeli općenitiji zaključci.

## LITERATURA

1. Athukorala, P. C., Tsai, P. L., (2003), Determinants of household saving in Taiwan: growth, demography and public policy, *The Journal of Development Studies*, 39(5), 65-88.
2. Ayalew, H. A., (2013), Determinants of domestic saving in Ethiopia: An autoregressive distributed lag (ARDL) bounds testing approach, *Journal of Economics and International Finance*, 5(6), 248-257.
3. Bayar, Y., (2014), Financial development and domestic savings in emerging Asian countries, *Theoretical and applied economics*, 21(7), 596.

4. Bhandari, R., Dhakal, D., Pradhan, G., Upadhyaya, K. P., (2007), Determinants of private saving in South Asia, *South Asia Economic Journal*, 8(2), 205-217.
5. Chaudhry, I. S., Faridi, M. Z., Abbas, M., Bashir, F., (2010), Short Run and Long Run Saving Behavior in Pakistan: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Investment and Banking*, 16, 57-66.
6. 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*, Vol. 8 (2), 521-539.
7. Esmail, H. A. H., (2014), Macroeconomic determinants of savings in Egypt” Statistical Model“, *International Journal of Business and Economic Development*, 2(2), 26-33
8. Hasnain, (2006), The impact of demography, growth and public policy on household savings: A case study of Pakistan, *Asia Pacific Development Journal*, 13(2), 57-71.
9. 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*, 63-79
10. Kolasa, A., Liberda, B., (2015), Determinants of Saving in Poland: Are They Different from Those in Other OECD Countries?, *Eastern European Economics*, 53, 124-148.
11. Kwakwa, P. A., (2013), Determinants of National Savings: A Short and Long Run Investigation in Ghana.
12. Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., Serven, L., (2000), What drives private saving across the world?, *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 165-181.
13. Mankiw, G., (2007), *Macroeconomics, The United States: McGraw-Hill*.
14. Nagaraju, Y., Boateng, K., (2018), Profitability Determinants of Savings and Loans Companies in Ghana: Evidence on Bank Specific and Macroeconomic Determinants, *International Journal of Management Studies*, Vol.V, Issue 2, 2.
15. Nasir, S., Khalid, M., (2004), Saving-Investment Behavior in Pakistan: An Empirical Investigation, *The Pakistan Development Review*, 43(4), 665-682.
16. Nicholas, O., (2007), The Determinants of Savings in South Africa: An Empirical Investigation, *African Finance Journal*, 9 (2), 37-52.
17. Nwosu, E. O., Anumudu, C. N., Nnamchi, C. E. (2020). Microeconomic Determinants of Household Savings in Nigeria. *Journal of International Development*, 32(2), 150-167.

18. Ozcan, K. M., Gunay, A., Ertac, S., (2003), Determinants of private savings behaviour in Turkey, *Applied Economics*, 35(12), 1405-1416.
19. Park, D., Shin, K., (2009), Saving, investment, and current account surplus in developing Asia, *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, (158).
20. Sahoo, P., Dash, R. K., (2013), Financial sector development and domestic savings in South Asia, *Economic Modelling*, 33, 388-397.
21. Saqib, S., Panazi, S., Ullah, H., Ullah, U., Usman, H. (2016). Determinants of Household Savings in Rural and Urban Areas: The Case of Chitral District, Pakistan. *International journal of academic research in business and social sciences*, 6(3), 54.-64
22. Shaikh, S.A., Sheikh, E.A., (2013), Macroeconomic Determinants of Savings in Pakistan, *GMJACS*, Vol. 3, No. 1, 151-165.
23. Thanoon, M. A. M., Baharumshah, A. Z., (2005), What happened to savings during the financial crisis- a dynamic panel analysis of Asian- 5 countries, *Economic Change and Restructuring*, 38(3-4), 257-275.
24. Zeleke, A. T., Endris, A. K. (2019). Household saving behavior and determinants of savings in financial institutions: The case of Derra District, Oromia Region, Ethiopia. *Research Journal of Finance and Accounting*, 10(23), 20-27.