

Dr.sc. Manuel Benazić, izvanredni profesor
Fakultet ekonomije i turizma "Dr. Mijo Mirković"

Albina Mašić, univ.bacc.oec.

UTJECAJ ODABRANIH MAKROEKONOMSKIH VARIJABLI NA STOPU ADEKVATNOSTI JAMSTVENOG KAPITALA HRVATSKIH BANAKA*

SAŽETAK

Ekonomске i finansijske krize te s njima povezani rizici smjestili su kapital banaka u središte bankovnih regulacija. Mnogobrojni su zadaci koje kapital banke ispunjava, no jedan od najvećih je zaštita banke od rizika. Prikupljanje kapitala za banke predstavlja trošak pa se stoga nameće pitanje njegove optimalne veličine, odnosno količine koja će zadovoljiti potrebe regulatora i vlasnika banaka. Jedna od mjera je stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka koja se izračunava kao odnos jamstvenog kapitala i ukupne izloženosti rizicima. Cilj ovog rada je utvrditi utjecaj odabranih makroekonomskih varijabli na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka pri čemu je primijenjena metoda testiranja kritičnih vrijednosti, odnosno ARDL (autoregressive distributed lag bounds testing) pristup kointegraciji vremenskih serija. Dobiveni rezultati ukazuju na postojanje stabilne kointegracijske veze između varijabli. U dugom roku, porast realnog bruto domaćeg proizvoda (BDP) vodi smanjenju stope adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka dok porast kamatne stope na kunske kredite s valutnom klauzulom i deprecijacija realnog efektivnog deviznog tečaja kune vode porastu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka. S druge strane, u kratkom roku, pozitivne

* Rad je rezultat istraživanja u okviru diplomskog rada "Utjecaj makroekonomskih varijabli na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka". Ovaj rad je financirala Hrvatska zaklada za znanost projektom 9481 Modelling Economic Growth - Advanced Sequencing and Forecasting Algorithm. Mišljenja, nalazi i zaključci ili preporuke navedene u ovom materijalu odnose se na autore i ne odražavaju nužno stajališta Hrvatske zaklade za znanost.

promjene u realnom bruto BDP-u i kamatnoj stopi na kunske kredite s valutnom klauzulom imaju pozitivan utjecaj na promjenu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka dok pozitivna promjena u realnom efektivnom deviznom tečaju kune ima negativan utjecaj na promjenu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka. Član korekcije pogreške statistički je značajan, ispravnog je negativnog predznaka i ukazuje na brzo vrijeme prilagodbe ravnotežnom stanju.

Ključne riječi: stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala, banke, rizici, kointegracija, ARDL pristup

UVOD

Stabilnost i konkurentnost banaka uvelike ovise o regulaciji bankovnog kapitala. Osnovne zadaće kapitala banke su te da predstavlja osnovu financijske snage koja se može koristiti za pokrivanje gubitaka, zaštitu deponenata i kreditora, rast banke te održavanje povjerenja javnosti u dioničare i menadžment banke (Rose, 2005). Ekonomske i financijske krize te s njima povezani rizici mogu banci prouzročiti značajne gubitke uz mogućnost propasti. Najznačajniji rizici u bankarstvu su kreditni rizik, rizik likvidnosti, rizik kamatne stope, operativni rizik, valutni rizik, kriminalni rizik i ostali rizici (Rose, 2005).

Banke se nastoje obraniti od rizika upravljanjem kvalitetom, diverzifikacijom, osiguranjem depozita i oslanjanjem na vlasnički kapital (Rose, 2005). Dakle, kako bi se banke zaštitile od mogućih gubitaka uslijed nepovoljnog utjecaja rizika, potrebno je adekvatno odrediti veličinu njihova kapitala. Međutim, prikupljanje kapitala za banke predstavlja trošak pa se nameće pitanje njegove optimalne visine, odnosno količine koja će zadovoljiti potrebe regulatora i vlasnika banaka.

Za izračun potrebnog kapitala mogu se koristiti različiti pristupi poput zakonskih, tržišnih, prosudbenih, minimalno zahtijevanih te pristupi temeljeni na Baselskom sporazumu (Rose (2005), Mishkin i Eakins (2005), Saunders i Cornett (2006), Šverko (2007), Mishkin (2010)). Jedan od općeprihvaćenih je pristup temeljenom na Baselskom sporazumu koji ima

za cilj jačanje kapitalnih pozicija banaka diljem različitih zemalja, smanjenje nejednakosti regulatornih pravila u različitim zemljama te uzimanje u obzir i izvanbilančnih stavki. Pri izračunu kapitalnih zahtjeva banaka temeljenim na Baselskom sporazumu nastoje se obuhvatiti svi uobičajeni rizici s kojima se banke suočavaju u svojem poslovanju te ih dovesti u odnos s visinom kapitala. Tako je primjerice Basel I ponajprije nastojao bolje regulirati upravljanje kreditnim rizikom dok se amandmanima na Basel I nastojalo uključiti i tržišne rizike koji uključuju valutni rizik, rizik promjene cijena vrijednosnica, rizik promjene kamatne stope za stavke iz knjige trgovanja te rizik promjene cijena robe (Mishkin i Eakins (2005), Saunders i Cornett (2006), Šverko (2007), Mishkin (2010)). Nadalje, Basel II je nastojao unaprijediti tretman kreditnog rizika, obuhvatiti bankovne holdinge, regulirati operativni rizik dok se Baselom III nastoje dodatno ojačati kapitalni zahtjevi, uvesti novi regulatorni zahtjevi za smanjenje rizika, uvesti novi okvir za upravljanje rizikom likvidnosti uz uvođenje stres testova i protucikličkih mehanizama za ublažavanje posljedica kriza, a sve s ciljem osiguranja dugoročne financijske stabilnosti i rasta.

Republika Hrvatska je prihvatila Baselski sporazum te je isti implementirala u svoju regulativu. Stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala, odnosno stopa ukupnog kapitala hrvatskih kreditnih institucija definirana je Zakonom o kreditnim institucijama (Narodne novine, 159/2013., 19/2015. i 102/2015.) dok nadzor nad istom prema Zakonu o Hrvatskoj narodnoj banci (Narodne novine, 75/2008. i 54/2013.) obavlja Hrvatska narodna banka (HNB). Važno je napomenuti da se banke prema Zakonu o kreditnim institucijama (Narodne novine, 159/2013., 19/2015. i 102/2015.) osnivaju kao kreditne institucije. Od 1. siječnja 2014. godine okvir za utvrđivanje kapitala i stopa kapitala kreditnih institucija uređen je Uredbom (EU) br. 575/2013. i Direktivom 2013/36/EU koje su u hrvatsko zakonodavstvo prenesene Zakonom o kreditnim institucijama (Hrvatska narodna banka, 2015). Novim okvirom postrožene su definicije kapitala i proširen je obuhvat rizika te je uređen sustav stopa kapitala. Minimalna stopa ukupnoga kapitala iznosi 8%, stopa redovnoga osnovnoga kapitala iznosi 4,5% dok stopa osnovnoga kapitala iznosi 6%. Od 31. ožujka 2010. godine u okviru Basela II minimalna stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala iznosila je 12% dok je u okviru Basela I ista iznosila 10%.

Također, HNB prati rizike hrvatskih kreditnih institucija te podatke o njima javno objavljuje u svojim publikacijama. U strukturi ukupne izloženosti banaka riziku na dan 31. prosinca 2014. godine moguće je uočiti da se najveći udio odnosio na izloženost kreditnom riziku, kreditnom riziku druge ugovorne strane, razrjeđivačkom riziku te riziku slobodne isporuke (88,4%). Time se potvrđuje da je kreditni rizik jedan od najznačajnijih rizika u hrvatskom bankarstvu. Ostatak se odnosio na ostale rizike poput operativnog rizika, pozicijskog rizika, valutnog i robnog rizika. Jedan od specifičnih rizika hrvatskog bankarstva jest valutno inducirani kreditni rizik (VIKR) koji podrazumijeva da dužnici s neusklađenom deviznom pozicijom čije su devizne obveze veće od devizne imovine (uključujući i stavke u kunama s valutnom klauzulom u stranim valutama), u slučaju promjene valutnih tečajeva neće biti u mogućnosti uredno podmirivati svoje obveze prema bankama (Hrvatska narodna banka, 2015). Radi se o kombiniranom riziku koji objedinjava valutni i kreditni rizik.

Dakle, cilj ovog rada je utvrditi utjecaj odabranih makroekonomskih varijabli, za koje se smatra da predstavljaju izvore najznačajnijih rizika, na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka koristeći se metodom testiranja kritičnih vrijednosti, odnosno ARDL (autoregressive distributed lag bounds testing) pristupom kointegraciji vremenskih serija.

Rad se sastoji od sljedećih cjelina: pregleda literature, prikaza podataka i metodologije, objašnjenja dobivenih rezultata i zaključka.

PREGLED LITERATURE

Općenito, odrednice adekvatnosti kapitala banaka mogu se svrstati u bankovno specifične (interne) i makroekonomske (vanjske). Mili, Sahut i Trimeche (2014) ukazuju na istraživanja u kojima se naglašava važnost uključivanja makroekonomskih varijabli i njihovog utjecaja na solventnost, odnosno adekvatnost kapitala banaka. Tako primjerice navode istraživanje Williamsa (1998) koji je analizirao utjecaj raznih makroekonomskih varijabli poput inflacije, realnog deviznog tečaja, novčane ponude, političke nestabilnosti i povrata na investicije te pritom utvrdio da su isti značajni u određivanju regulatornog kapitala banaka.

Shingjergji i Hyseni (2008) su analizirali makroekonomske odrednice stope adekvatnosti kapitala albanskog bankarskog sektora u razdoblju nakon globalne financijske krize koristeći se metodom najmanjih kvadrata i kvartalnim podacima u razdoblju od ožujka 2007. do rujna 2014. godine. Dobiveni rezultati pokazuju da pokazatelji profitabilnosti poput ROA i ROE nemaju značajan utjecaj na stopu adekvatnosti kapitala dok nenaplativi plasmani, omjer kredita i depozita te multiplikator kapitala imaju negativan i značajan utjecaj na stopu adekvatnosti kapitala. U konačnici, veličina banke (mjerena ukupnom imovinom) ima pozitivan utjecaj na stopu adekvatnosti kapitala albanskih banaka.

Vukelić (2011) je provela strest test na najvećim hrvatskim i srpskim bankama koristeći se različitim pokazateljima gospodarske aktivnosti, kreditnog i tržišnog rizika u jednogodišnjem razdoblju tijekom 2011. godine. Rezultati su pokazali da bi većina testiranih banaka uspješno udovoljila minimalnim propisanim stopama adekvatnosti kapitala.

Abusharba, Triyuwono, Ismail i Rahman (2013) su analizirali odrednice stope adekvatnosti kapitala indonezijskih islamskih banaka pomoću metode višestruke linearne regresije i korelacijske matrice te godišnjih panel podataka u razdoblju od 2009. do 2011. godine. Rezultati ukazuju da su profitabilnost (ROA) i likvidnost pozitivno povezani dok je kvaliteta prihodonosne aktive negativno povezana s kapitalnim zahtjevom. S druge strane, depoziti i operacijska učinkovitost nemaju značajan učinak na adekvatnost kapitala indonezijskih islamskih banaka.

Bokhari, Ali i Sultan (2013) su analizirali odrednice stope adekvatnosti kapitala pakistanskog bankarskog sektora pomoću metode ponderiranih prosječnih kvadrata i godišnjih panel podataka u razdoblju od 2005. do 2009. godine s ciljem utvrđivanja razloga poradi kojih banke održavaju razinu kapitala iznad regulatornih zahtjeva. Rezultati ukazuju na slabu povezanost između stope adekvatnosti kapitala te prosječnog kapitalnog omjera, kapitalnog zahtjeva i razine rizika portfelja dok je povezanost između stope adekvatnosti kapitala te udjela depozita i povrata na kapital (ROE) snažna i negativna.

Ogere, Peter i Inyang (2013) su istražili povezanost između stope adekvatnosti kapitala i bankarskih rizika u nigerijskom bankarstvu na uzorku od 12 banaka pomoću metode višestruke regresije i godišnjih panel podataka u razdoblju od 2007. do 2011. godine. Rezultati su pokazali postojanje značajne i negativne povezanosti između rizika i stope adekvatnosti kapitala te između depozita i stope adekvatnosti kapitala.

Aspal i Nazneen (2014) analizirali su odrednice adekvatnosti kapitala indijskih banaka u privatnom vlasništvu u razdoblju nakon globalne financijske krize koristeći se višestrukom linearnom regresijom i godišnjim podacima u razdoblju od 2008. do 2012. godine. Rezultati su pokazali da je stopa adekvatnosti kapitala negativno povezana s kreditima, kvalitetom aktive i učinkovitošću menadžmenta dok je pozitivno povezana s likvidnosti i osjetljivosti bankarskog sektora. U konačnici, kvaliteta imovine ima zanemariv utjecaj na adekvatnost kapitala indijskih banaka u privatnom vlasništvu.

Mili, Sahut i Trimeche (2014) su istražili odrednice stope adekvatnosti kapitala za 340 inozemnih podružnica 123 multinacionalne banke diljem svijeta koristeći mikroekonomske i makroekonomske varijable u razdoblju od 2000. do 2010. godine. Rezultati ukazuju da stope adekvatnosti kapitala inozemnih podružnica ne ovise o istim čimbenicima te da regulatorni okviri u matičnim zemljama utječu na kapitalizaciju inozemnih podružnica. Uz ostalo, pokazali su da porast loših kredita povećava rizičnost podružnice što vodi većoj kapitalizaciji, kao i porast kreditne aktivnosti. Ekonomski rast i realna kamatna stopa značajno utječu na stopu adekvatnosti kapitala inozemnih podružnica pri čemu ekonomski rast utječe pozitivno dok realna kamatna stopa ima negativan utjecaj. U konačnici, realni efektivni tečaj se pokazao kao neznačajna varijabla u objašnjenju stope adekvatnosti kapitala inozemnih podružnica.

Aktas, Acikalin, Bakin i Celik (2015) su analizirali odrednice stope adekvatnosti kapitala 71 banke u 10 odabranih južno istočnih europskih zemalja koristeći se regresijskim modelom generaliziranih najmanjih kvadrata (GLS) i godišnjim panel podacima u razdoblju od 2007. do 2012. godine. Rezultati su pokazali da veličina banke, ROA, poluga, likvidnost, neto kamatna marža, rizik, stopa ekonomskog rasta, volatilnost indeksa

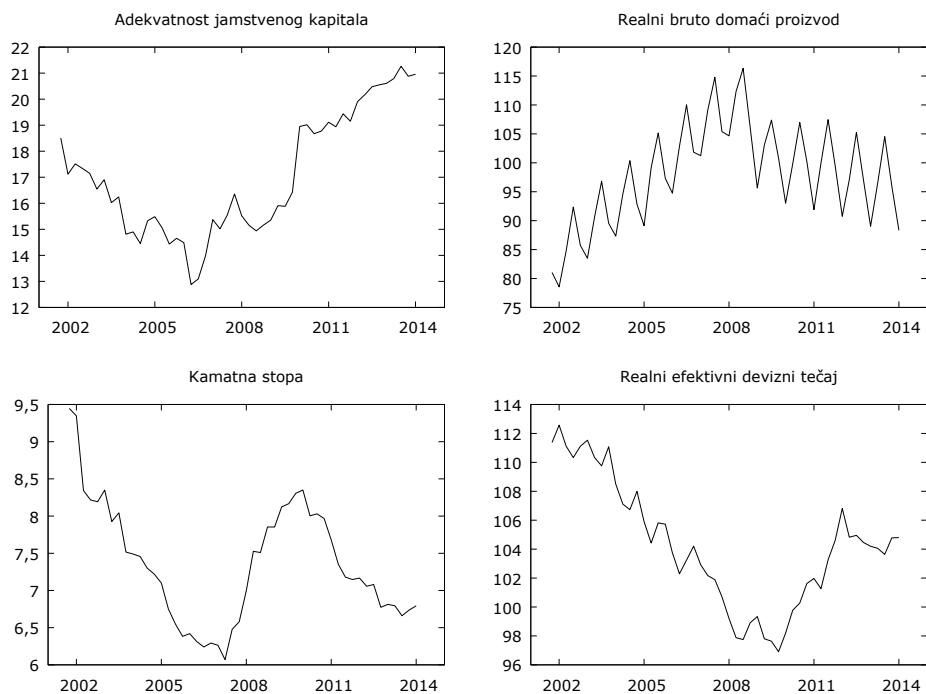
tržišta kapitala euro zone, sustav osiguranja štednih uloga i vlade imaju statistički značajan utjecaj u određivanju stope adekvatnosti kapitala banaka u analiziranim zemljama.

Shaddady i Moore (2015) su analizirali odrednice adekvatnosti kapitala banaka u zemljama izvoznicama nafte (GCC - Gulf Cooperation Council) koristeći se metodom generaliziranih momenata (GMM) i godišnjim panel podacima u razdoblju od 1998. do 2013. godine. Dobiveni rezultati pokazuju da profit i likvidnost imaju pozitivan utjecaj na adekvatnost kapitala dok je utjecaj cijene nafte negativan.

PODACI I METODOLOGIJA

Cilj ovog rada je utvrditi utjecaj odabranih makroekonomskih varijabli, odnosno utjecaj realnog bruto domaćeg proizvoda (*RBDP*), kamatne stope na kunske kredite s valutnom klauzulom (*KTA_vk*) i realnog efektivnog deviznog tečaj kune (*REER*) na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka (*AJK*) pri čemu stopa adekvatnosti obuhvaća banke i štedne banke. To je učinjeno pomoću metode testiranja kritičnih vrijednosti (ARDL – eng. autoregressive distributed lag model). Za odabrane makroekonomske varijable smatra se da imaju najveći utjecaj na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka. Primjerice, može se očekivati da će porast ekonomske aktivnosti, smanjenje kamatne stope te aprecijacija tečaja povoljno utjecati na smanjenje rizika i povećanje naplativosti plasmana banaka. Naime, porast ekonomske aktivnosti trebao bi povećavati raspoloživi dohodak, dok bi smanjenje kamatne stope i aprecijacija tečaja trebali utjecati na smanjenje otplatnih rata kredita, posebice ukoliko se isti odobravaju uz promjenjive kamatne stope i valutne klauzule. Međutim, pritom je potrebno imati na umu da realna aprecijacija pogoduje uvoznicima i dužnicima dok realna deprecijacija pogoduje izvoznicima i štedišama. Sličan odabir makroekonomskih varijabli i njihov očekivan utjecaj na stopu adekvatnosti kapitala banaka moguće je pronaći u radu Mili, Sahut i Trimeche (2014). Odabrane varijable analiziraju se na kvartalnoj razini u razdoblju od prosinca 2001. do ožujka 2014. godine, a njihova su kretanja prikazana na Grafikonu 1. Podaci su preuzeti s internet stranica Hrvatske narodne banke i Ekonomskog instituta u Zagrebu.

Grafikon 1: Stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka (u %), realni bruto domaći proizvod (2010=100), kamatna stopa na kunske kredite s valutnom klauzulom (u %) i realni efektivni devizni tečaj kune (2010=100)



Izvor: Hrvatska narodna banka i Ekonomski institut, Zagreb.

Uočljivo je da u promatranom razdoblju varijable ostvaruju slična kretanja. Tako stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala i kamatna stopa do 2007. i 2008. godine ostvaruju trend pada, dok se u istom razdoblju primjećuje rast realnog BDP-a uz realnu aprecijaciju efektivnog tečaja kune. Nakon 2008. godine kod svih varijabli dolazi do promjene trenda čemu je uzrok prelijevanje utjecaja globalne krize na hrvatsko gospodarstvo. Promatrajući kretanja varijabli moguće je zaključiti da je pad stope adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka u promatranome razdoblju popraćen rastom realnog BDP-a, padom kamatne stope te realnom aprecijacijom efektivnog tečaja kune, i obrnuto.

Jednadžba adekvatnosti jamstvenog kapitala procjenjuje se primjenom ARDL pristupa modeliranja (Pesaran i Shin (1999) te Pesaran, Shin i Smith

(2001)). Najveća prednost ovog pristupa je njegova primjenjivost u slučajevima kada su varijable $I(0)$ ili $I(1)$ što omogućava izbjegavanje problema utvrđivanja reda integracije vremenskih serija koji se uobičajeno pojavljuju pri standardnim analizama kointegracije. ARDL model izvodi se u dva koraka. Prvi korak započinje provođenjem testova kojima se testira postojanje kointegracije. U drugom koraku, kada je kointegracija pronađena, procjenjuje se dugoročna veza i s njom povezan model korekcije pogreške.

ARDL model predstavlja regresijski model metode najmanjih kvadrata koji sadrži zavisnu i objasnidbene varijable. Uobičajeno se označava kao ARDL (p, q_1, \dots, q_k) , gdje je p broj pomaka (lagova) zavisne varijable, q_1 je broj pomaka (lagova) prve objasnidbene varijable, q_k je broj pomaka (lagova) k -te objasnidbene varijable. ARDL model može se pisati kao:

$$y_t = a + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Isti je moguće pretvoriti u dugoročni oblik koji prikazuje dugoročan odgovor zavisne varijable na promjenu objasnidbene varijable, pri čemu se dugoročni koeficijenti računaju na sljedeći način:

$$\theta_j = \frac{\sum_{i=1}^{q_j} \hat{\beta}_{j,i}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \quad (2)$$

Kointegracijski regresijski oblik ARDL modela dobiva se pretvorbom jednadžbe (1) u diferencije i zamjenom dugoročnih koeficijenata iz jednadžbe (2):

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \hat{\phi} EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdje je

$$EC_t = y_t - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t} \hat{\theta}_j$$

$$\hat{\phi} = 1 - \sum_{i=1}^p \hat{\gamma}_i$$

$$\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \hat{\gamma}_m$$

$$\beta_{j,i}^* = \sum_{m=1}^{q_j} \beta_{j,m} \quad (4)$$

Koristeći kointegracijski odnos iz jednadžbe (3) može se provesti testiranje kritičnih vrijednosti na način da se jednadžba (3) pretvori u sljedeći oblik:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X_{j,t-i}' \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X_{j,t-1}' \delta_j + \varepsilon_t \quad (5)$$

Test o postojanju dugoročne veze je F - test sljedećeg oblika:

$$\begin{aligned} \rho &= 0 \\ \delta_1 &= \delta_2 = \dots = \delta_k = 0 \end{aligned} \quad (6)$$

Izračunata F -statistika uspoređuje se s graničnim kritičnim vrijednostima koje možemo pronaći u Pesaran, Shin i Smith (2001). Pritom su dostupna dva seta asimptotskih kritičkih vrijednosti: prvi set uz pretpostavku da su sve varijable u modelu $I(1)$, te drugi set uz pretpostavku da su sve varijable u modelu $I(0)$. Ukoliko je izračunata vrijednost F -statistike viša od gornje granice, nulta hipoteza o nepostojanju dugoročne veze može se odbaciti neovisno o tome jesu li varijable $I(0)$ ili $I(1)$, ili su frakcijski integrirane. Ukoliko je izračunata vrijednost niža od donje granice, nulta hipoteza o nepostojanju dugoročne veze se može prihvatiti neovisno o tome jesu li varijable $I(0)$ ili $I(1)$, ili su frakcijski integrirane. Konačno, ukoliko je izračunata vrijednost između te dvije granice, jedinstven zaključak nije moguće donijeti već isti ovisi o tome jesu li varijable $I(0)$ ili $I(1)$, pa se tada testovi o postojanju jediničnog korijena moraju provesti.

REZULTATI

Prije nego li se započne s testiranjem kritičnih vrijednosti, potrebno je ispitati svojstva varijabli, odnosno stupanj njihove integracije. Naime, iznimno je važno utvrditi jesu li varijable integrirane reda $n = 0, 1, 2$ kako bi se izbjegla prividna regresija, odnosno prividni rezultati. U prisustvu $I(2)$ varijabli, izračunata F -statistika nije valjana jer se test kritičnih vrijednosti temelji se na pretpostavci da su varijable $I(0)$ ili $I(1)$. Za te potrebe mogu se koristiti prošireni Dickey-Fullerov (ADF, Dickey i Fuller (1979)), Phillips-Perronov (PP, Phillips i Perron (1988)) i Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shinov (KPSS, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin (1992)) test. Dodatno,

sve su varijable desezonirane X-13 ARIMA metodom, dok su realni BDP i realni efektivni tečaj kune logaritmirani. Rezultati testova o postojanju jediničnog korijena prikazani su u Tablici 1.

Tablica 1: Testovi o postojanju jediničnog korijena

Varijable i test	Razina		Prva diferencija	
	Konstanta	Konstanta i trend	Konstanta	Konstanta i trend
<i>ADF test</i>	<i>Vjerojatnost t-statistike</i>			
AJK	0,9339	0,4999	0,0000	0,0000
LRBDP	0,1208	0,8791	0,0734	0,0385
KTA_vk	0,5223	0,8135	0,0482	0,1989
LREDT	0,2468	0,9785	0,0000	0,0000
<i>PP test</i>	<i>Vjerojatnost prilagođene t-statistike</i>			
AJK	0,9160	0,4998	0,0000	0,0000
LRBDP	0,1234	0,8744	0,0002	0,0000
KTA_vk	0,0770	0,3538	0,0000	0,0000
LREDT	0,5239	0,9716	0,0000	0,0000
<i>KPSS test</i>	<i>LM-statistika</i>			
AJK	0,575009	0,224480	0,486092	0,083023
LRBDP	0,398140	0,231099	0,613673	0,096051
KTA_vk	0,186405	0,131262	0,272209	0,164902
LREDT	0,486641	0,215908	0,371502	0,132982

Izvor: Izračun autora. U analizi su korišteni EViews (IHS Global Inc., 2015) i Gretl (Cottrell i Lucchetti, 2015) ekonometrijski programi. Napomena: "L" označava logaritam varijable. Za provedbu ADF testa korišten je Akaikeov informacijski kriterij (AIC). Vjerojatnosti za ADF i PP testove preuzete su od MacKinnona (1996). Asimptotske kritične vrijednosti za KPSS test preuzete su od Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin (1992) te iznose: konstanta: 1% razina (0,739), 5% razina (0,463), 10% razina (0,347); konstanta i trend: 1% razina (0,216), 5% razina (0,146), 10% razina (0,119).

Rezultati testova ukazuju da su varijable integrirane reda $I(1)$, odnosno da su stacionarne u prvoj diferenciji.

Prvi korak ARDL pristupa započinje testiranjem kritičnih vrijednosti kako bi se utvrdilo postojanje kointegracije, odnosno dugoročne veze. Budući da su opažanja kvartalna, maksimalan broj pomaka (lagova) u ARDL modelu

iznosi 4, u model je uključen trend, a isti je procijenjen korištenjem *AIC* kriterija. Naime, usporedba informacijskih kriterija (*R* – *BAR* Kvadratni kriterij, *AIC* – Akaike informacijski kriterij, *SBC* – Schwarz Bayesijanski kriterij i *HQ* – Hannan – Quinov kriterij) pokazuje da više vrijednosti kriterija ostvaruju modeli koji uključuju trend, dok *AIC* kriterij stvara manje procijenjene standardne pogreške u usporedbi s modelima temeljenim na ostalim kriterijima. Rezultati testiranja dugoročne veze dani su u Tablici 2.

Tablica 2: Testiranje dugoročne veze između varijabli u ARDL modelu

Testna statistika	Vrijednost	<i>k</i>
F-statistika	7,299578	3
<i>Granice kritičnih vrijednosti</i>		
Značajnost	<i>I(0)</i> donja granica	<i>I(1)</i> gornja granica
10%	2,97	3,74
5%	3,38	4,23
2,5%	3,8	4,68
1%	4,3	5,23

Izvor: Izračun autora. *k* – broj objasnidbenih varijabli.

Izračunata *F*-statistika prelazi gornju granicu pri svim razinama značajnosti pa se nulta hipoteza o nepostojanju dugoročne veze između varijabli može odbaciti neovisno o redu njihove integracije. U drugom koraku, automatiziranom programskom procedurom se procjenjuje dugoročni ARDL model i pripadajući model korekcije pogreške. Dugoročna veza, odnosno odabrana dugoročna ARDL (4, 4, 0, 2) jednadžba adekvatnosti jamstvenog kapitala prikazana je u Tablici 3.

Tablica 3: Dugoročni koeficijenti ARDL (4, 4, 0, 2) jednadžbe adekvatnosti jamstvenog kapitala

<i>Zavisna varijabla: AJK</i>				
	<i>Koeficijent</i>	<i>Standardna pogreška</i>	<i>t</i> -statistika	<i>Vjer.</i>
LRBDP	-0,107658	0,034974	-3,078229	0,0043
KTA_vk	1,214850	0,167368	7,258537	0,0000
LREDT	0,211052	0,063095	3,344996	0,0022
@TREND	0,002179	0,000093	23,553303	0,0000

Izvor: izračun autora. Napomena: „L“ označava logaritam varijable.

Vidljivo je da porast BDP-a uzrokuje dugoročni pad stope adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka, dok porast kamatne stope i deprecijacija realnog efektivnog tečaja kune uzrokuju porast stope adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka. Izračunate *t*-statistike i pripadajuće vjerojatnosti ukazuju da su sve varijable značajne pri čemu je kamatna stopa najznačajniji čimbenik pri određivanju jednadžbe adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka. Pripadajući model korekcije pogreške ARDL (4, 4, 0, 2) prikazan je u Tablici 4.

Tablica 4: Model korekcije pogreške ARDL (4, 4, 0, 2) jednadžbe adekvatnosti jamstvenog kapitala

<i>Zavisna varijabla: DAJK</i>				
	<i>Koeficijent</i>	<i>Standardna pogreška</i>	<i>t-omjer</i>	<i>Vjer.</i>
D(AJK(-1))	0,631221	0,140783	4,483659	0,0001
D(AJK(-2))	0,504809	0,138160	3,653792	0,0009
D(AJK(-3))	0,339827	0,119414	2,845800	0,0078
D(LRBDP)	-0,007679	0,058632	-0,130968	0,8966
D(LRBDP(-1))	0,177879	0,062653	2,839137	0,0079
D(LRBDP(-2))	0,277083	0,066982	4,136648	0,0002
D(LRBDP(-3))	0,287399	0,065471	4,389688	0,0001
D(KTA_vk)	1,037824	0,368292	2,817934	0,0083
D(LREDT)	0,020455	0,078172	0,261667	0,7953
D(LREDT(-1))	-0,178601	0,085866	-2,079992	0,0459
C	-0,521074	0,073738	-7,066574	0,0000
CointEq(-1)	-1,127601	0,159174	-7,084080	0,0000

Izvor: Izračun autora. Napomena: „D“ označava prvu diferenciju, dok „L“ označava logaritam varijable.

Vidljivo je da su pozitivne promjene u prvom, drugom i trećem pomaku (lagu) BDP-a ($D(LRBDP(-1))$, $D(LRBDP(-2))$ i $D(LRBDP(-3))$) statistički značajne i da imaju pozitivan utjecaj na promjenu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka (*DAJK*) dok pozitivna promjena u tekućem pomaku (lagu) BDP-a ($D(LRBDP)$) ima negativan ali statistički neznačajan učinak na promjenu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka (*DAJK*). Pozitivna promjena u tekućem pomaku (lagu) kamatne stope ($D(KTA_vk)$) ima pozitivan i statistički značajan utjecaj na promjenu stope adekvatnosti

jamstvenog kapitala banaka (*DAJK*). Pozitivna promjena u prvom pomaku (lagu) realnog efektivnog tečaja ($D(LREDT(-1))$) ima negativan i statistički značajan utjecaj na promjenu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka (*DAJK*) dok pozitivna promjena u tekućem pomaku (lagu) realnog efektivnog tečaja ($D(LREDT)$) ima negativan ali statistički neznačajan učinak na promjenu stope adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka (*DAJK*). Koeficijent korekcije pogreške ($CointEq(-1)$) statistički je vrlo značajan, ima pravilan negativan predznak i ukazuje na veliku brzinu konvergencije prema dugoročnoj ravnoteži.

U konačnici, dijagnostički testovi i testovi stabilnosti (CUSUM test i CUSUM kvadrata test) ARDL (4, 4, 0, 2) modela prikazani su u Tablici 5 u nastavku teksta te u Grafikonu 1 i Grafikonu 2 koji se nalaze u prilogu rada.

Tablica 5: Dijagnostički testovi modela

<i>Serijska korelacija</i>	
Breusch-Godfrey LM test	F-statistika=0,811150; Vjer. F(2,29)=0,4542 Ops*R-kvadrat=2,436976; Vjer. Hi-kvadrat(2)=0,2957
<i>Funkcionalna forma</i>	
Ramseyev Reset test	t-statistika=1,928781; SS=30; Vjer.=0,0633 F-statistika=3,720198; SS=(1, 30); Vjer.=0,0633
<i>Nenormalnost</i>	
Jarque-Bera test	Vjer.=0,721648
<i>Heteroskedastičnost</i>	
Breusch-Pagan-Godfrey test	F-statistika=0,635785; Vjer. F(14,31)=0,8145 Ops*R-kvadrat=10,26154; Vjer. Hi-kvadrat(14)=0,7428 Skal. obj. SS=5,387371; Vjer. Hi-kvadrat(14)=0,9797
Harvey test	F-statistika=0,525948; Vjer. F(14,31)=0,8987 Ops*R-kvadrat=8,829036; Vjer. Hi-kvadrat(14)=0,8418 Skal. obj. SS=6,855337; Vjer. Hi-kvadrat(14)=0,9401
Glejser test	F-statistika=0,539651; Vjer. F(14,31)=0,8894 Ops*R-kvadrat=9,013987; Vjer. Hi-kvadrat(14)=0,8302 Skal. obj. SS=6,471018; Vjer. Hi-kvadrat(14)=0,9532
ARCH test	F-statistika=0,729784; Vjer. F(1,43)=0,3977 Ops*R-kvadrat=0,750981; Vjer. Hi-kvadrat(1)=0,3862

Izvor: Izračun autora.

Dijagnostički testovi i testovi stabilnosti modela jasno ukazuju da je model adekvatno procijenjen pa su zaključci temeljem takvog modela prihvatljivi.

ZAKLJUČAK

Kapital banke predstavlja financijsku snagu koju je moguće koristiti za pokrivanje gubitaka, zaštitu deponenata i kreditora, rast banke te održavanje povjerenja javnosti u dioničare i menadžment banke pri čemu ekonomske i financijske krize te s njima povezani rizici mogu banci prouzročiti značajne gubitke uz mogućnost propasti. Za izračun potrebnog kapitala banaka koriste se različiti pristupi poput zakonskih, tržišnih, prosudbenih, minimalno zahtijevanih te pristupi temeljeni na Baselskom sporazumu. Jedna od mjera potrebne veličine bankovnog kapitala je stopa adekvatnosti jamstvenog kapitala koja se računa kao odnos jamstvenog kapitala i ukupne izloženosti rizicima. Na stopu adekvatnosti kapitala banaka mogu djelovati razni čimbenici poput bankovno specifičnih (internih) i makroekonomskih (vanjskih).

Cilj ovog rada bio je utvrditi utjecaj odabranih makroekonomskih varijabli, za koje se smatra da predstavljaju izvore najznačajnijih rizika, na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala hrvatskih banaka. Za te je potrebe korištena metoda testiranja kritičnih vrijednosti, odnosno ARDL (autoregressive distributed lag bounds testing) pristup kointegraciji vremenskih serija. Rezultati ukazuju na postojanje povezanosti između varijabli navodeći na zaključak da bi hrvatske banke trebale voditi računa o mogućem nepovoljnom utjecaju makroekonomskih kretanja na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala.

Konačno, valja istaći i ograničenja provedene analize koja se ogledaju u relativno kratkom vremenskom razdoblju ocjene modela, ne uključivanju bankovno specifičnih (internih) čimbenika te ostalih makroekonomskih (vanjskih) čimbenika koji mogu utjecati na stopu adekvatnosti jamstvenog kapitala banaka.

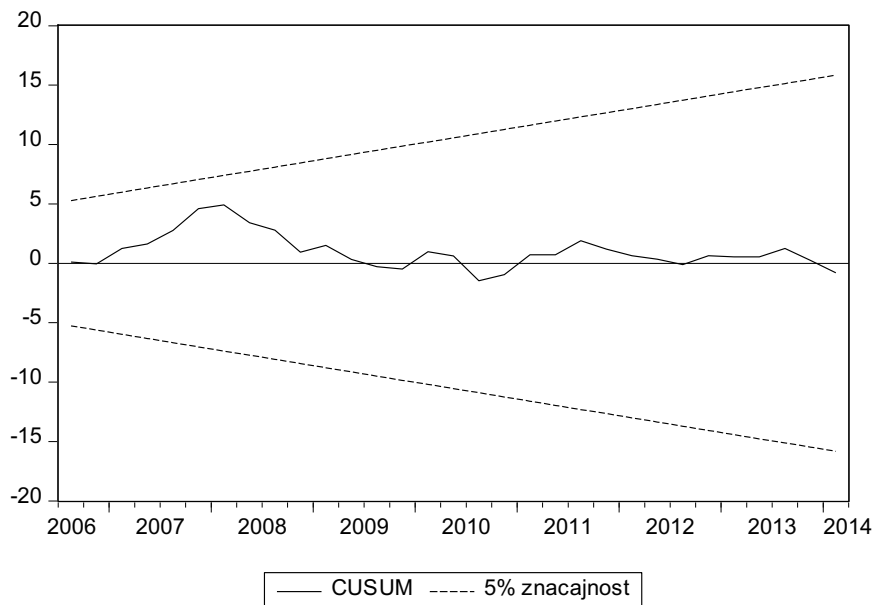
LITERATURA

1. Abusharba, M.T., Triyuwono, I., Ismail, M. i Rahman, A.F. (2013). Determinants of Capital Adequacy Ratio (CAR) in Indonesian Islamic Commercial Banks. *Global Review of Accounting and Finance*. 4(1). 159-170.
2. Aktas, R., Acikalin, S., Bakin, B. i Celik, G. (2015). The Determinants of Banks' Capital Adequacy Ratio: Some Evidence from South Eastern European Countries. *Journal of Economics and Behavioral Studies*. 7(1). 79-88.
3. Aspal, P.K. i Nazneen, A. (2014). An Empirical Analysis of Capital Adequacy in the Indian Private Sector Banks. *American Journal of Research Communication*. 2(11). 28-42.
4. Bokhari, I.H., Ali, S.M. i Sultan, K. (2013). Determinants of Capital Adequacy Ratio in Banking Sector: An Empirical Analysis from Pakistan. *Academy of Contemporary Research Journal*. II(1). 1-9.
5. Cottrell, A. i Lucchetti, R. (2015). *Gretl User's Guide*. Wake Forest University and Università Politecnica delle Marche.
6. Dickey, D.A. i Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*. 74. 427-431.
7. Hrvatska narodna banka (2015). *Bilten o bankama* 28. Zagreb.
8. IHS Global Inc. (2015). *EViews 9 User's Guide*. Irvine CA. USA.
9. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B, Schmidt, P. i Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*. 54. 159-178.
10. MacKinnon, J.G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*. 11(6). 601-618.
11. Milli, M., Sahut, J-M. i Trimeche, H. (2014). Determinants of the Capital Adequacy Ratio of a Foreign Bank's Subsidiaries: The Role of the Interbank Market and Regulation of Multinational Banks. *IPAG Business School Working Paper Series*. 366. 1-17.
12. Mishkin, F.S. (2010). *Ekonomija novca, bankarstva i financijskih tržišta*. Mate d.o.o. Zagreb.
13. Mishkin, F.S. i Eakins, S.G. (2005). *Financijska tržišta i institucije*. MATE d.o.o. Zagreb.
14. Ogere, A.G., Peter, Z. i Inyang, E.E. (2013). Capital Adequacy Ratio and Banking Risks in the Nigeria Money Deposit Banks. *Research Journal of Finance and Accounting*. 4(17). 17-25.
15. Pesaran, M.H. i Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Storm, S., *Econometrics and Economic*

- Theory in 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. Cambridge University Press. Cambridge. 371-413.
16. Pesaran, M.H., Shin, Y. i Smith, R. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16. 289-326.
 17. Phillips, P.C.B i Perron, P. (2014). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*. 75. 335-346.
 18. Rose, P.S. (2005). Menadžment komercijalnih banaka. Mate d.o.o.. Zagreb.
 19. Saunders, A. i Cornett, M.M. (2006). Financijska tržišta i institucije. Poslovni dnevnik, Masmedia. Zagreb.
 20. Shaddady, A. i Moore, T. (2015). Determinants of Capital Adequacy Ratio in Oil Exporting Countries: Evidence from GCC Commercial Banks, Rengasamy, E., Proceedings of the Second Middle East Conference on Global Business, Economics, Finance and Banking (ME15Dubai Conference). J.A. Alpha Business Research & Publishers Pvt. Ltd. Dubai. 1-24.
 21. Shingjergji, A. i Hyseni, M. (2015). The determinants of the capital adequacy ratio in the Albanian banking system during 2007-2014. *International Journal of Economics, Commerce and Management*. III(1). 1-10.
 22. Šverko, I. (2007). Upravljanje nekreditnim rizicima u hrvatskim financijskim institucijama. HIBO. Zagreb.
 23. Vukelić, T. (2011). Stress Testing of the Banking Sector in Emerging Markets: A Case of the Selected Balkan Countries. Master thesis, Charles University in Prague Faculty of Social Sciences Institute of Economic Studies. Prague.
 24. Williams, B. (1998). A pooled study of the profits and size of foreign banks in Australia. *Journal of Multinational Financial Management*. 8. 211-231.
 25. Zakon o Hrvatskoj narodnoj banci. Narodne novine 75/08.
 26. Zakon o izmjenama i dopunama Zakona o Hrvatskoj narodnoj banci. Narodne novine 54/13.
 27. Zakon o izmjenama i dopunama Zakona o kreditnim institucijama. Narodne novine 19/15.
 28. Zakon o izmjeni i dopunama Zakona o kreditnim institucijama. Narodne novine 102/15.
 29. Zakon o kreditnim institucijama. Narodne novine 159/13.

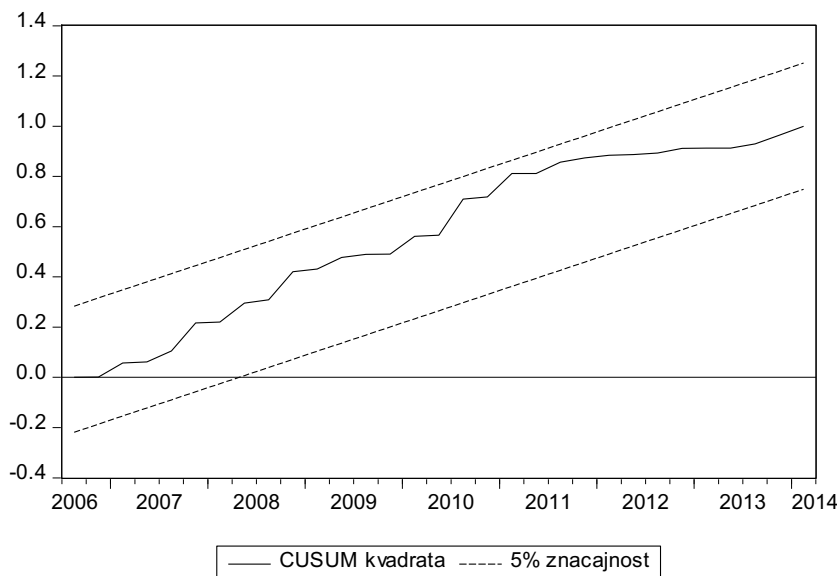
PRILOG

Grafikon 1: CUSUM test



Izvor: Izračun autora.

Grafikon 2: CUSUM kvadrata test



Izvor: Izračun autora.