

MAKROEKONOMSKE DETERMINANTE CIJENA DIONICA NA PRIMJERU HRVATSKOG TRŽIŠTA KAPITALA

Vladović, Luka

Master's thesis / Diplomski rad

2019

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Split, Faculty of economics Split / Sveučilište u Splitu, Ekonomski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:124:423462>

Rights / Prava: [In copyright](#)/[Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2025-03-11**

Repository / Repozitorij:

[REFST - Repository of Economics faculty in Split](#)



**SVEUČILIŠTE U SPLITU
EKONOMSKI FAKULTET**

DIPLOMSKI RAD

**MAKROEKONOMSKE DETERMINANTE CIJENA
DIONICA NA PRIMJERU HRVATSKOG TRŽIŠTA
KAPITALA**

Mentor:

Prof. dr. sc. Zdravka Aljinović

Student:

Luka Vladović

Split, rujan, 2019.

SADRŽAJ

1. UVOD	1
1.1. Problem istraživanja	1
1.2. Predmet istraživanja	3
1.3. Istraživačke hipoteze	4
1.4. Ciljevi istraživanja.....	5
1.5. Metode istraživanja	5
1.6. Doprinos istraživanja.....	6
1.7. Struktura diplomskog rada	6
2. PREGLED LITERATURE	8
2.1 Istraživanja na razini burzovnih indeksa	8
2.2 Istraživanja na razini razvoja tržišta kapitala	12
3. TREND OVI HRVATSKOG TRŽIŠTA DIONICA	14
3.1. Kretanja na hrvatskom tržištu kapitala	14
3.2. Usporedba s tržištima kapitala zemalja srednje i istočne Europe	18
4. EKONOMETRIJSKA ANALIZA UTJECAJA MAKROEKONOMSKIH VARIJABLI NA DIONIČKO TRŽIŠTE	21
4.1. Panel podaci	21
4.2. Karakteristike uzorka	25
4.3. Rezultati ekonometrijskog modela.....	31
5. ZAKLJUČAK	41
LITERATURA	43
POPIS SLIKA I TABLICA	47
SAŽETAK	54
SUMMARY	55

1. UVOD

1.1. Problem istraživanja

Na cijene dionica poduzeća utječe čitavi niz faktora te veliki broj analitičara i investitora pokušava pronaći način kako precizno analizirati i predvidjeti kretanja na tržištima kapitala. Autori koji su istraživali utjecaj makroekonomskih varijabli na cijene ili povrate na tržištima kapitala često su svoje radove temeljili na arbitražnoj teoriji određivanja cijena (engl. *Arbitrage Pricing Theory - APT*) ili su istraživali informacijsku efikasnost tržišta kapitala.

Istraživanja (Benaković i Posedel, 2010; Chen, Roll i Ross, 1986) koja su se bazirala na APT teoriji su vezu između makroekonomskih varijabli i cijena (ili povrata) na tržištu dionica promatrala kroz prizmu faktorskih modela, koji se fokusiraju na sistemski investicijski rizik, odnosno onaj dio rizika koji ne može biti izbjegnuto diversifikacijom. Dok CAPM (engl. *Capital Asset Pricing Model*) model procjenjuje sistemski investicijski rizik isključivo kroz jedan faktor (tržišni portfelj), multifaktorski modeli uvode nekoliko faktora koji utječu na ostvarenje povrata na tržištu kapitala. Jedan od prvih radova koji je istraživao vezu između makroekonomskih pokazatelja jednog gospodarstva i tržišta kapitala kroz prizmu APT teorije bio je rad Chen, Roll i Ross (1986). U navedenom radu, autori su istraživali vezu u periodu od 1958. godine do 1984. godine, te su pokazali kako na cijene dionica značajan utjecaj imaju industrijska proizvodnja, inflacija, premija rizika i krivulja prinosa. Slično istraživanje provedeno je i u Hrvatskoj, na uzorku 14 dionica izlistanih na Zagrebačkoj burzi za period od siječnja 2004. do listopada 2009. godine (Benaković i Posedel 2010). Istraživanje je podijeljeno u dva koraka, pri čemu je u prvom koraku izračunata osjetljivost povrata na promjene u makroekonomskim varijablama koristeći se višestrukom regresijom. U drugom koraku su izračunate riziko premije za svaki izabrani makroekonomski pokazatelj u periodu od 2004. do 2009. godine. Procijenjeni koeficijenti regresijske jednadžbe pokazali su kako je vrijednost koeficijenta uz CROBEX (promatran kao nezavisna varijabla) statistički značajna i pozitivna za svaku dionicu u uzorku, 3-mjesečni ZIBOR je bio pozitivan i statistički značajan za sedam dionica u uzorku, inflacija je bila negativna i statistički značajna za šest dionica u uzorku, dok su se cijene nafte pokazale kao statistički značajne i pozitivne za pet dionica u uzorku. Predznak uz koeficijent cijene nafte je suprotan teorijskom očekivanju, no njegova vrijednost se kretala na niskim razinama (između 0 i

0,15). Drugi dio istraživanja pokazao je kako je u čitavom periodu osim 2008. godine statistički značajna i pozitivna riziko premija koja se odnosi na vrijednost CROBEX-a, što znači da investitori traže kompenzaciju za rizik koji proizlazi iz razvoja tržišta kapitala. Za ostale varijable značajnim se pokazala vrijednost riziko premije za inflaciju za 2004. godinu (negativna) i 2008. godinu (pozitivna). Problemi koji se javljaju prilikom istraživanja makroekonomskih determinanti cijena dionica u sklopu APT teorije je što teorija jednoznačno ne propisuje koju varijablu/e koristiti, budući da se dionička tržišta razlikuju po svojim karakteristikama u različitim dijelovima svijeta. Također, gospodarstva u kojima egzistiraju poduzeća se razlikuju po svojim obilježjima i modelima, što otežava definiranje jedinstvenog seta varijabli za procjenu utjecaja makroekonomskih pokazatelja na tržište kapitala.

Osim promatranja veze između makroekonomskih varijabli i povrata na dionice u kontekstu APT teorije, neki autori istražuju vezu između navedenih varijabli u kontekstu tržišne efikasnosti (Barbić i Čondić-Jurkić 2011; Mbanga i Darrat, 2016). Stupanj efikasnosti tržišta kapitala ovisi o brzini i točnosti kojom su informacije ugrađene u cijene dionica. S dobro funkcionirajućim tržištima kapitala povezana je informacijska efikasnost, odnosno na informacijski efikasnim financijskim tržištima cijene vrijednosnica u potpunosti reflektiraju sve dostupne informacije o njima. Postoji više stupnjeva informacijske efikasnosti (slabi stupanj, polu-jaki stupanj i jaki stupanj informacijske efikasnosti). U slučaju nepostojanja informacijske efikasnosti tržišni sudionici bi mogli izgraditi profitabilna pravila za trgovanje i ostvariti iznad prosječne povrate uz ispod prosječni rizik. Informacijska efikasnost ima važan utjecaj i na makro razini, jer u slučaju informacijskih neefikasnih tržišta u pitanje se dovodi sposobnost tržišta u svojoj temeljnoj ulozi da alokira fondove k najproduktivnijim sektorima ekonomije. Mbanga i Darrat (2016) polaze od pretpostavke da kod efikasnih tržišta kapitala ne bi trebala postojati značajna veza između eksplanatornih varijabli i cijena dionica jer su te informacije poznate svim tržišnim sudionicima. Rezultati njihovog istraživanja pokazali su kako ne postoji statistički značajna veza između promjena u monetarnim varijablama (mjereno kroz monetarnu bazu) i cijena dionica, odnosno kako je američko tržište promatrano kroz vrijednost S&P500 indeksa efikasno u odnosu na dostupne informacije o monetarnoj politici. S druge pak strane se pokazalo kako promjene u fiskalnoj politici imaju utjecaja na kretanje S&P500 indeksa. Drugim riječima američka tržišta kapitala su se pokazala neefikasna u odnosu na dostupne informacije o potezima fiskalne politike (aproksimirane kroz realne, ciklički prilagođene budžetske deficite), jer su se varijable

fiskalne politike pokazale statistički značajnim u objašnjenju kretanja S&P500 indeksa. Barbić i Čondić-Jurkić (2011) polaze od pretpostavke pri kojoj je tržište kapitala efikasano, ukoliko postoji kointegrirajuća veza između makroekonomskih varijabli i tržišnog indeksa. Drugim riječima ako postoji dugoročna veza između makroekonomskih varijabli i dioničkog indeksa, makroekonomske varijable su značajne i konzistentno ukalkulirane u povrate na dioničkim tržištima. Istraživanje provedeno na uzorku zemalja srednje i istočne Europe (Hrvatske, Slovenije, Češke, Poljske i Mađarske), pokazalo je kako kointegracija između makroekonomskih varijabli i kretanja dioničkog indeksa postoji za većinu varijabli. Na primjeru Hrvatske kointegracija postoji između sljedećih parova varijabli: CROBEX i devizne rezerve, CROBEX i harmonizirani indeks potrošačkih cijena, CROBEX i M4, no ne postoji kointegracija između CROBEX-a i kamatnih stopa na tržištu novca. Nadalje, rezultati dodatne analize pokazuju kako na vrijednost tržišnog indeksa u Sloveniji utječu inflacija i kamatne stope na tržištu novca, dok u Češkoj na vrijednost tržišnog indeksa utječu devizne rezerve i ponuda novca mjerena kroz monetarni agregat M3. To podrazumijeva da se slovensko i češko tržište kapitala u ovakvom kontekstu ne može smatrati efikasnim, budući da investitori koristeći makroekonomske pokazatelje mogu ostvariti iznadprosječne povrate, dok se hrvatsko, poljsko i mađarsko tržište mogu smatrati efikasnim jer nije pronađena uzročnost koja ide od makroekonomskih varijabli k vrijednosti tržišnog indeksa. Međutim, ostaje veliko pitanje u kojoj se mjeri ovakvi rezultati mogu iskoristiti s obzirom na postojanje transakcijskih troškova, kašnjenje u informiranju i općenito neizvjesnost koja je povezana s tržištima kapitala u razvoju.

1.2. Predmet istraživanja

Predmet istraživanja bit će dionice CROBEX10 dioničkog indeksa Zagrebačke burze. Jedina iznimka je dionica Valamar Riviere d.d. koja nije uvrštena u analizu. Navedena je dionica ispuštena jer u jednom dijelu promatranog razdoblja došlo do ukidanja uvrštenja dionice na Zagrebačkoj burzi. Dionice CROBEX10 indeksa su izabrane jer predstavljaju dionice kojima se najviše trgovalo u promatranom periodu. Kao nezavisne varijable pri analiziranju utjecaja na cijene dionica sastavnice CROBEX10 dioničkog indeksa koristit će se pokazatelji hrvatskog gospodarstva koji su javno dostupni na web stranicama Hrvatske Narodne Banke, Državnog zavoda za statistiku te u europskim bazama podataka poput Eurostata.

1.3. Istraživačke hipoteze

Za potrebe diplomskog rada formulira se sljedeća hipoteza:

H1: Makroekonomski pokazatelji jednog gospodarstva utječu na cijene dionica na tržištu kapitala

Fundamentalna analiza sugerira da makroekonomski pokazatelji imaju utjecaj na cijene dionica. Bolja makroekonomska situacija u gospodarstvu znači da poduzeća djeluju u stimulativnijem okruženju i da sukladno tome mogu ostvariti različite koristi. Navedene koristi se ogledaju kroz rast novčanih tijekova i profitabilnosti poduzeća, što u konačnici vodi većim cijenama dionica.

Provedena istraživanja u SAD-u (Chen, Roll i Ross, 1986; Humpe i Macmillan 2009; Ratanapakorn i Sharma, 2007; Mbanga i Darrat, 2016) pokazuju kako na tržišta kapitala utječe veliki broj makroekonomskih indikatora poput industrijske proizvodnje, prinosa na državne obveznice, inflacije, premije rizika, krivulje prinosa, ponude novca, kamatne stope na trezorske zapise, dugoročne kamatne stope, devizni tečaj i ciklički prilagođeni budžetski deficiti. Slična istraživanja provedena u Japanu zaključuju kako na kretanja na tržištu kapitala utječu industrijska proizvodnja, ponuda novca i inflacija, ali samo indirektno (Humpe i Macmillan, 2009).

Istraživanja u usporedivim zemljama pokazali su značajan utjecaj inflacije i kamatnih stopa u Sloveniji te deviznih rezervi i ponude novca u Češkoj (Barbić i Čondić-Jurkić, 2011). U usporedivim baltičkim zemljama poput Latvije, Litve i Estonije dokazan je značajan utjecaj robne razmjene, ponude novca, harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena, direktnih stranih investicija, državnog duga i kratkoročnih kamatnih stopa (Pilinkus, 2010). Panel analiza na razvijenim i slabije razvijenim državama članicama EU pokazala je kako na tržištima kapitala razvijenih zemalja značajan utjecaj imaju inflacija i kamatna stopa na tržištu novca, dok u slabije razvijenim EU zemljama isključivo varijabla državnog duga ima značajan utjecaj (Barbić i Čondić Jurkić, 2017).

Provedena istraživanja na primjeru hrvatskog tržišta kapitala (Hsing, 2011; Benaković i Posedel, 2010) pokazala su da vrijednost CROBEX-a, 3-mjesečni ZIBOR, inflacija, cijene nafte, realni BDP, ponuda novca, vrijednost njemačkog dioničkog indeksa, prinosi na državne obveznice u

euro području, devizni tečaj i proračunski deficit imaju utjecaj na kretanja na hrvatskom tržištu kapitala.

1.4. Ciljevi istraživanja

Razlikuje se nekoliko ciljeva istraživanja. Prvi cilj je istražiti postojeću literaturu sa svrhom identifikacije makroekonomskih varijabli za koje ekonomska teorija sugerira da bi mogle utjecati na cijene dionica. Također je potrebno istražiti korištene ekonometrijske tehnike prilikom istraživanja veze između makroekonomskih pokazatelja i cijena dionica. U konačnici najvažniji i najizazovniji cilj odnosi se na ekonometrijsku analizu kojom bi se empirijski istražio utjecaj makroekonomskih indikatora na cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala. Po provedenoj empirijskoj analizi potrebno je prokomentirati rezultate i ponuditi ekonomski logična objašnjenja kretanja promatranih varijabli, što je ujedno i posljednji cilj istraživanja.

1.5. Metode istraživanja

Diplomski rad u širem smislu sastojat će se od dva dijela, teorijskog i empirijskog te će se u skladu s tim koristiti različite metode istraživanja.

U teorijskom dijelu rada koristit će se metode analize i sinteze, indukcije i dedukcije te metode kompilacije, klasifikacije, deskripcije i komparacije (Zelenika, 2000)

- Metodom analize se složeniji pojmovi dijele na jednostavnije kako bi se bolje razumjeli, dok je metoda sinteze obratna metodi analize te obuhvaća povezivanje pojmova u jedinstvenu cjelinu
- Metoda indukcije podrazumijeva postupak zaključivanja od pojedinačnih slučajeva k općim sudovima, dok je metoda dedukcije suprotna i obuhvaća postupak zaključivanja od općih zakonitosti i sudova k pojedinačnim slučajevima
- Metodom kompilacije se zaključci i ključni nalazi već provedenih istraživanja navode u sažetom obliku
- Metoda klasifikacije odnosi se na podjelu općih pojmova na specifične pojmove
- Metoda deskripcije nastoji opisno objasniti pojmove i pojave
- Metodom komparacije uspoređuje se sličnosti i razlike među promatranim pojmovima i pojavama

U empirijskom dijelu rada koristit će se panel analiza koja će biti provedena koristeći statistički paket STATA. Za desezoniranje pojedinih vremenskih serija koristi će se Eviews. Također, prilikom prikazivanja rezultata koristit će se tablično i grafičko prikazivanje podataka.

1.6. Doprinos istraživanja

Potencijalni doprinos istraživanja je višestruk. U istraživanju će se koristeći panel podatke i korigirani procjenitelj fiksnog efekta istražiti veza između makroekonomskih varijabli hrvatskog gospodarstva i cijena dionica na Zagrebačkoj burzi. Naime, veliki broj istraživanja na ovu temu koristio je panel analizu, no pri tom su najčešće korišteni različiti procjenitelji statičkih (procjenitelji združenog modela, modela s fiksnim i slučajnim efektom) i dinamičkih (Arellano-Bond procjenitelj, Blundell-Bond procjenitelj) panel modela. Rezultati dobiveni korištenjem korigiranog procjenitelja fiksnog efekta moći će se usporediti s već postojećim istraživanjima, čime će doprinijeti potvrđivanju ili opovrgavanju dosadašnjih rezultata. Sve navedeno može pomoći različitim dionicima (investicijskoj zajednici, poduzećima s emitiranim dionicama na hrvatskom tržištu kapitala, regulatorima i istraživačima) hrvatskog tržišta kapitala prilikom analiziranja stanja, kretanja i trendova na istom.

1.7. Struktura diplomskog rada

Ovaj diplomski rad će pored uvoda i zaključka sadržavati još tri dijela te je struktura rada prikazana u nastavku.

U uvodnom dijelu rada su pored problema i predmeta istraživanja navedene istraživačke hipoteze, ciljevi istraživanja te metode i doprinos istraživanja.

Nakon uvodnog dijela, drugi dio rada odnosi se na prikaz dosadašnjih istraživanja. Pored pregleda istraživanja u ovom dijelu rada navest će se korištene ekonometrijske tehnike i način sagledavanja utjecaja makroekonomskih varijabli na tržišta kapitala širom svijeta.

U trećem dijelu rada prikazat će se trendovi na hrvatskom tržištu kapitala, odnosno na Zagrebačkoj burzi. Grafički će se prikazati kretanje glavnog dioničkog indeksa CROBEX-a, sektorskih indeksa, pokazatelja tržišne kapitalizacije i likvidnosti. Također, kretanja na domaćem tržištu kapitala usporedit će se s kretanjem na tržištima kapitala usporedivih zemalja srednje i istočne Europe.

Četvrti dio rada obuhvaća i najvažniji dio rada, odnosno samu ekonometrijsku analizu utjecaja makroekonomskih varijabli na hrvatsko tržište kapitala. U ovom dijelu rada opisat će se korišteni panel model i navest će se razlozi njegovog korištenja, opisat će se uzorak promatranih dionica te će u konačnici biti prikazani i prokomentirani rezultati procijenjenog panel modela.

Posljednji dio rada odnosi se na zaključak u kojem će se sažeti najvažniji dijelovi ovog diplomskog rada.

2. PREGLED LITERATURE

Provedena empirijska istraživanja o vezi između makroekonomskih varijabli i tržišta kapitala mogu se podijeliti na dva dijela. Jedan dio istraživanja kao zavisnu varijablu promatra povrate na dionice (najčešće preko povrata na vrijednost tržišnog indeksa). Drugi dio istraživanja sagledava utjecaj makroekonomskih varijabli na razvoj tržišta kapitala koji je aproksimiran varijablom omjera tržišne kapitalizacije domaćih dionica i BDP-a.

2.1 Istraživanja na razini burzovnih indeksa

Sljedeća istraživanja proučavaju vezu između makroekonomskih varijabli i povrata na tržištima kapitala, pri čemu te iste povrate aproksimiraju mjesečnim, kvartalnim ili godišnjim promjenama u kretanjima glavnih burzovnih indeksa u promatranim zemljama.

Maysami, Howe i Hamzah (2004) ispituju vezu između makroekonomskih varijabli i burzovnih indeksa u Singapuru koristeći VEC model. Promatran je utjecaj na burzovne indekse koji prate financijska poduzeća, burzovne indekse koji prate hotelska poduzeća i burzovne indekse koji prate nekretninska poduzeća. Rezultati pokazuju kako na burzovni indeks koji prati financijska poduzeća pozitivno utječu inflacija i kratkoročne kamatne stope, a negativno utječu dugoročne kamatne stope i deprecijacija domaće valute. Na burzovni indeks koji prati hotelska poduzeća pozitivno utječu deprecijacija domaće valute i industrijska proizvodnja, a negativno utječe inflacija. Za posljednji promatrani indeks, koji prati nekretninska poduzeća pozitivno utječu inflacija, industrijska proizvodnja, kratkoročne kamatne stope i monetarni agregat M2, dok negativno utječe deprecijacija domaće valute i dugoročne kamatne stope.

Ratanapakorn i Sharma (2007) istražuju vezu između povrata na američkom tržištu kapitala i makroekonomskih varijabli korištenjem VEC modela i Grangerovog testa uzročnosti te zaključuju kako makroekonomski pokazatelji za američko gospodarstvo ne utječu na povrate na tržištu kapitala u kratkom roku, dok u dugom roku postoji uzročnost. Drugim riječima makroekonomske varijable (M1, inflacija, kamatna stopa na trezorske zapise, kamatna stopa na dugoročne državne obveznice, tečaj ¥/\$) uzrokuju cijene dionica u dugom roku, dok između industrijske proizvodnje i vrijednosti tržišnog indeksa u dugom roku postoji obostrana uzročnost. Nepostojanje uzročnosti u kratkom roku autori objašnjavaju kroz činjenicu da cijene dionica u

kratkom roku slijede random-walk i makroekonomski pokazatelji u takvoj situaciji teško mogu objasniti kretanja na tržištima kapitala.

Humpe i Macmillan (2009) istražuju makroekonomske varijable koje utječu na kretanja na američkom i japanskom tržištu kapitala za razdoblje od siječnja 1965. godine do lipnja 2005. godine. Vremenski period obuhvaćen istraživanjem je izuzetno dugačak i obuhvaća razdoblja uzleta i kontrakcije u ekonomijama promatranih zemalja. Rezultati VEC modela pokazali su kako na američko dioničko tržište pozitivno utječe industrijska proizvodnja, dok je utjecaj prinosa na državne obveznice i inflacije negativno povezan s dioničkim tržištem. Rezultati za Japan pokazuju kako na cijene dionica također pozitivno djeluje rast industrijske proizvodnje, vrijednost koeficijenta uz varijablu industrijske proizvodnje veći je nego za američko tržište, što sugerira veću ovisnost japanskih dionica na rast industrijske proizvodnje. Druga varijabla koja se pokazala značajnom i negativnom je ponuda novca (zbog Keynezijanske zamke likvidnosti koja je pogodila Japan kasnih 1990.-ih i početkom 2000.-ih). Utjecaj inflacije je negativan, ali isključivo manifestira indirektno, odnosno kroz djelovanje preko koeficijenta industrijske proizvodnje.

Pilinkus (2010) za cilj ima istražiti utjecaj makroekonomskih indikatora na dioničke indekse u Litvi, Latviji i Estoniji. Rezultati istraživanja pokazuju da su u kratkom roku za Latviju značajne varijable s vremenskim pomakom koje aproksimiraju ponudu novca, inflaciju, direktna strana ulaganja i kratkoročne kamatne stope. Za ostale baltičke zemlje su u kratkom roku pored varijable koja se odnosi na tržišni indeks s vremenskim pomakom značajne direktne strane investicije, saldo robne razmjene (za Litvu) te izvoz i nezaposlenost (za Estoniju). U dugom pak roku postoji statistička značajnost većine makroekonomskih varijabli. Kao iznimka su se pokazali nezaposlenost (za Litvu i Latviju) te saldo robne razmjene i kratkoročne kamatne stope za Estoniju. Autori zaključuju kako špekulativni napadi na tržištima kapitala malih, otvorenih gospodarstava reduciraju mogućnost utvrđivanja veze između makroekonomskih faktora i cijena dionica.

Hsing (2011) je u svom radu istraživao makroekonomske varijable koje utječu na cijene dionica na primjeru hrvatskog tržišta kapitala koristeći EGARCH model. Provedena analiza na podacima od 1997. godine do zaključno s prvim kvartalom 2010. godine pokazala je kako realni BDP, odnos M1 i BDP-a, vrijednost njemačkog dioničkog indeksa i prinosi na državne obveznice u

euro području pozitivno utječu na CROBEX, dok odnos proračunskog deficita i BDP-a, realne domaće kamatne stope, tečaj HRK/USD i očekivana stopa inflacije negativno utječu na vrijednost hrvatskog tržišnog indeksa. Isti autor također navodi da bi pri daljnjim analizama zanemarivanje varijable koja se odnosi na njemački tržišni indeks značilo ispuštanje jedne od ključnih varijabli.

Subeniotis, Papadopoulos, Tampakoudis i Tampakoudi (2011) koriste panel model s fiksnim efektom kako bi istražili utjecaj makroekonomskih varijabli na burzovne indekse 12 zemalja članica Europske Unije. Rezultati istraživanja pokazali su kako tržišna kapitalizacija i ESI (*engl. Economic Sentiment Indicator*) imaju pozitivan i statistički značajan utjecaj na vrijednost burzovnih indeksa. Utjecaj industrijske proizvodnje je značajan i negativan, dok se inflacija nije pokazala statistički značajnom.

Arouri i Rault (2012) ispituju vezu između cijena nafte i tržišta kapitala u Bahreinu, Kuvajtu, Omanu i Saudijskoj Arabiji pri čemu istražuju kointegraciju u sklopu panel modela te utjecaj cijena nafte na tržišta kapitala koristeći se modelom naizgled nepovezanih regresija (*engl. seemingly unrelated regressions*). Rezultati Westerlundovog testa pokazali su kako između cijene nafte i cijena dionica postoji kointegracija. Nadalje, model naizgled nepovezanih regresija pokazao je kako cijene nafte pozitivno utječu na cijene dionica u Bahreinu, Kuvajtu i Omanu, dok je utjecaj cijena nafte na cijene dionica u Saudijskoj Arabiji negativan.

Pradhan, Arvin, Hall i Bahmani (2014) na uzorku zemalja članica ASEAN regionalnog foruma promatraju odnos između razvoja bankovnog sektora, razvoja tržišta kapitala i makroekonomskih varijabli (direktne strane investicije, inflacija, otvorenost trgovine i državna potrošnja). Za razvoj tržišta kapitala konstruiraju vlastiti indeks koji je kompozitna mjera koja uključuje podatke o tržišnoj kapitalizaciji, broju izlistanih poduzeća te prometu dionicama. Rezultati Pedroni panel kointegracijskog testa pokazali su da postoji kointegracija između razvoja tržišta kapitala, razvoja bankovnog sektora, ekonomskog rasta i izabranih makroekonomskih varijabli. Daljnja analiza pokazala je kako u kratkom roku na razvoj tržišta kapitala utjecaj ima isključivo razvoj bankovnog sektora, dok razvoj tržišta kapitala utječe na ekonomski rast, otvorenost trgovine, inflaciju i državnu potrošnju.

Radman Peša i Festic (2014) u svom radu istražuju vezu između burzovnih indeksa (u BiH, Bugarskoj, Hrvatskoj, Crnoj Gori, Srbiji, Sloveniji i Rumunjskoj) i glavnih makroekonomskih

indikatora pri čemu se koriste panel regresijom te TSLS (engl. *Two Stage Least Square*) metodom za model s fiksnim efektom. Rezultati procijenjenog panel modela pokazuju kako kapitalni priljevi, BDP, industrijska proizvodnja i neto izvoz imaju pozitivan i statistički značajan utjecaj na burzovne indekse. S druge strane, državni dug i kratkoročne kamatne stope imaju negativan i statistički značajan utjecaj.

Gan, Lee, Yong i Zhang (2016) su pokazali kako devizni tečaj, kratkoročne kamatne stope, domaće maloprodajne cijene nafte i BDP u Grangerovom smislu uzrokuju povrate na novozelandskom tržištu kapitala.

Mensi, Hammoudeh, Yoon i Balcilar (2016) su proučavali utjecaj makroekonomskih faktora i državnog rizika na dioničke povrate u Bahreinu, Kuvajtu, Omanu, Kataru, Saudijskoj Arabiji i Ujedinjenim Arapskim Emiratima. U njihovom istraživanju rizik države je promatran kao kompozitna mjera sastavljena od ekonomskog rizika, financijskog rizika i političkog rizika. Rezultati simetričnog jedno-režimskog dinamičkog panel modela pokazuju kako statistički značajan utjecaj na dioničke povrate imaju vrijednost zavisne varijable s vremenskim pomakom, povrati na globalni burzovni indeks, povrati na islamski burzovni indeks, cijene nafte tipa BRENT (pozitivan utjecaj), kratkoročne i dugoročne kamatne stope u SAD-u te promjena cijene zlata (negativan utjecaj). Nadalje, procijenjeni modeli pokazali su kako se samo se financijski rizik (odnosi se na sposobnost države da financira svoje obveze) pokazao statistički značajnim, odnosno smanjenje financijskog rizika stimulira dioničke povrate u promatranim zemljama..

Assefa, Esqueda i Mollick (2017) koriste panel model s fiksnim efektom i Blundell-Bond procjenitelj kako bi istražili vezu između makroekonomskih varijabli i dioničkih povrata. Svoje istraživanje vršili su na burzovnim indeksima 21 razvijene zemlje i 19 zemalja u razvoju u periodu od 1999. godine do 2013. godine. Rezultati panel modela s fiksnim efektom pokazali su kako povrati na globalni burzovni indeks (pozitivno) i kamatne stope (negativno) značajno utječu na dioničke povrate u razvijenim zemljama i zemljama u razvoju. Kod razvijenih zemalja dodatno su se značajnim pokazali rast realnog BDP-a (pozitivan utjecaj) i promjena realnog efektivnog tečaja (negativan utjecaj). Za zemlje u razvoju još se značajnim i pozitivnim pokazala varijabla koja aproksimira volatilitet na tržištu. Rezultati dobiveni korištenjem Blundell-Bond procjenitelja sugeriraju kako u obje grupe zemalja na dioničke povrate pozitivno utječu povrati

na globalni burzovni indeks, dok su se kamatne stope pokazale značajnim i negativnim samo za razvijene zemlje.

Barbić i Čondić-Jurkić (2017) istražuju je li se utjecaj makroekonomskih varijabli na povrate na tržištu kapitala razlikuje među „novim“ i „starim“ EU članicama. U skladu s tim procjenjuju dva različita panel modela sa slučajnim efektom, jedan za razvijenije članice EU, a drugi za „novije“ članice EU. Rezultati su pokazali kako su za razvijene članice EU, varijable koje statistički značajno utječu na povrate na tržištima kapitala inflacija (pozitivan utjecaj) i kamatna stopa na tržištu novca (negativan utjecaj). Panel model za EU tržišta u razvoju pokazao je kako je statistički značajna i pozitivna varijabla koja se odnosi na državni dug.

Jamaludin, Ismail i Manaf (2017) istražuju utjecaj makroekonomskih varijabli na konvencionalne burzovne indekse i islamske burzovne indekse u Singapuru, Maleziji i Indoneziji koristeći združeni panel model. Rezultati panel modela pokazuju kako statistički značajan utjecaj na konvencionalne i islamske burzovne indekse imaju inflacija (negativan utjecaj) i realni efektivni devizni tečaj (pozitivan utjecaj). Apsolutni utjecaj oba makroekonomska pokazatelja nešto je veći kod islamskih burzovnih indeksa, nego kod konvencionalnih burzovnih indeksa.

2.2 Istraživanja na razini razvoja tržišta kapitala

Rezultati istraživanja koji slijede sagledavaju utjecaj makroekonomskih varijabli na razvoj tržišta kapitala. Kao mjeru razvoja tržišta kapitala autori koriste pokazatelj omjera tržišne kapitalizacije domaćih poduzeća i BDP-a promatrane zemlje.

Billmeier i Massa (2009) proučavaju što pokreće razvoj tržišta kapitala u zemljama Bliskog istoka i središnje Azije. Autori su se prilikom ekonometrijske analize koristili panel modelom s fiksnim efektom. Promatrajući uzorak svih zemalja na razvoj tržišta kapitala pozitivnim su se pokazale doznake, institucije te varijable dohotka, investicija i likvidnosti na tržištima kapitala s vremenskim pomakom. Dodatno, autori su ukupan uzorak zemalja podijelili na zemlje koje su bogate ugljikovodicima i one koje nisu bogate ugljikovodicima. Kod zemalja koje nisu bogate naftom, pozitivnim i statistički značajnim pokazale su se doznake, institucije i varijabla likvidnosti na tržištima kapitala s vremenskim pomakom. U uzorku zemalja bogatim naftom doznake i institucije pokazale su se statističkim neznačajnim, dok su se značajnim isključivo pokazale varijable investicija i dohotka s vremenskim pomakom.

Yartey (2010) u svom istraživanju proučava institucionalne i makroekonomske determinante razvoja tržišta kapitala u 42 gospodarstva u razvoju za period od 1990. godine do 2004. godine. Koristeći Arellano-Bond procjenitelj dinamičkog panela zaključuje kako pozitivan utjecaj na razvoj tržišta kapitala ima vrijednost zavisne varijable s vremenskim pomakom, razvoj bankovnog sektora, likvidnost na tržištu, bruto domaće investicije i BDP per capita. Također u jednom od modela statistički značajnim i pozitivnim su se pokazali kapitalni priljevi. Uključivanjem institucionalnih varijabli u panel pokazalo se kako na razvoj tržišta kapitala značajno utječu institucionalni faktori poput zakona i poretka, demokratske odgovornosti i kvalitete birokracije. Unaprjeđenja u tim segmentima su važna za tržišta kapitala jer pridonose smanjenju političkog rizika i povećavaju regulatorni kapacitet.

Şükrüoğlu i Nalin (2014) na uzorku od 19 europskih zemalja, koristeći Arellano-Bond procjenitelj dinamičkog panela zaključuju kako vrijednost zavisne varijable s vremenskim pomakom, likvidnost na tržištu te bruto domaća štednja pozitivno utječu na razvoj tržišta kapitala, dok inflacija te odnos monetarnog agregata M3 i BDP-a negativno utječu na razvoj tržišta kapitala.

Olgić Draženović i Kusanović (2016) koristeći panel model s fiksnim efektom istražuju determinante razvoja tržišta kapitala u Hrvatskoj, Češkoj, Mađarskoj, Poljskoj, Sloveniji i Slovačkoj. Rezultati procijenjenih panel modela za korištene makroekonomske pokazatelje pokazuju kako štednja i rast BDP-a imaju pozitivan utjecaj, dok inflacija ima negativan utjecaj na razvoj promatranih tržišta kapitala.

Ho i Odhiambo (2018) istražuju utjecaj makroekonomskih varijabli na razvoj tržišta kapitala na Filipinima u periodu od 2001. godine do 2016.godine. Korištenjem ARDL pristupa pokazali su kako razvoj bankovnog sektora i aprecijacija realnog efektivnog deviznog tečaja pozitivno utječu na razvoj tržišta kapitala u kratkom roku. U dugom roku statistički značajan i negativan utjecaj na razvoj tržišta kapitala imala je varijabla koja se odnosi na otvorenost trgovine.

3. TRENDVI HRVATSKOG TRŽIŠTA DIONICA

Zagrebačka burza središnje je mjesto trgovanja na hrvatskom tržištu kapitala te će se u ovom dijelu rada prikazati trendovi na istom. Poglavlje je podijeljeno u dva dijela. U prvom dijelu prikazat će se trendovi na hrvatskom tržištu kapitala, dok će se u drugom dijelu poglavlja kretanja u Hrvatskoj usporediti s kretanjima na tržištima kapitala u usporedivim zemljama srednje i istočne Europe (*CEE, engl. Central and Eastern Europe*).

3.1. Kretanja na hrvatskom tržištu kapitala

Hrvatsko tržište kapitala zabilježilo je period iznimno visokog rasta u pred kriznom razdoblju. U tom su razdoblju svi kasnije prikazani pokazatelji (dionički indeksi, tržišna kapitalizacija, prometi) bilježili svoje rekordne razine. S dolaskom svjetske financijske krize i dugotrajne recesije koja je zahvatila hrvatsko gospodarstvo došlo je i do „ispuhivanja“ cijena na hrvatskom tržištu kapitala. Investitori na tržištu gubili su povjerenje čime je došlo do pada cijena dionica što je dovelo i do pada vrijednosti dioničkih indeksa te pada vrijednosti tržišne kapitalizacije. U takvim okolnostima očekivan je pad likvidnosti na tržištu koji se i dogodio. Drugi dio promatranog razdoblja obilježio je izlazak iz recesije i oporavljanje gospodarstva, no prikazani pokazatelji za hrvatsko tržište kapitala su i dalje značajno niži od zabilježenih vrijednosti iz pred kriznog razdoblja.

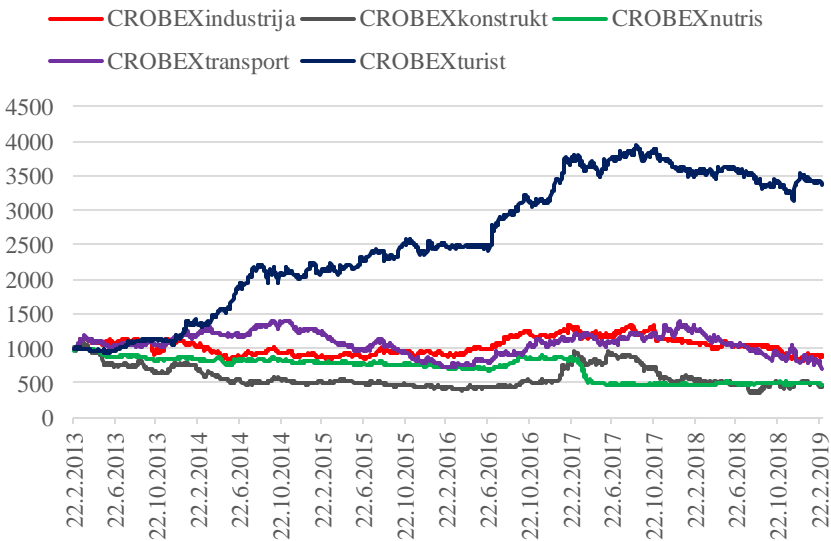
Glavni dionički indeks Zagrebačke burze je CROBEX i njegovo kretanje od 2007. godine prikazano je na Slici 1. CROBEX je najvišu vrijednost u promatranom razdoblju zabilježio u siječnju 2008. godine kada se kretao pri razini od 5280 bodova. Ubrzo nakon toga, kao posljedica recesije vrijednost CROBEX-a spustila se na nisku razinu od 1262 boda u ožujku 2009. godine. U 2011. godini vrijednost CROBEX-a uspjela se djelomično oporaviti i dosegla je razinu od 2200 bodova, nakon čega slijedi period pada i stagnacije koji je trajao do 2016. godine. Posljednji značajniji rast vrijednosti CROBEX-a započeo je pri početku 2016. godine i trajao je do ožujka 2017. godine. Upravo tada su eskalirali problemi u Agrokor grupi, koji su se odrazili i na vrijednosti dionica sastavnica Agrokor grupe izlistanih na Zagrebačkoj burzi. Pad cijena dionica sastavnica CROBEX-a za sobom je povukao i vrijednost čitavog indeksa prema dole. Pri početku 2019. godine vrijednost CROBEX-a kretala se na razini od oko 1700 bodova, što je značajno manje u odnosu na pred krizno razdoblje.



Slika 1: Kretanje CROBEX-a

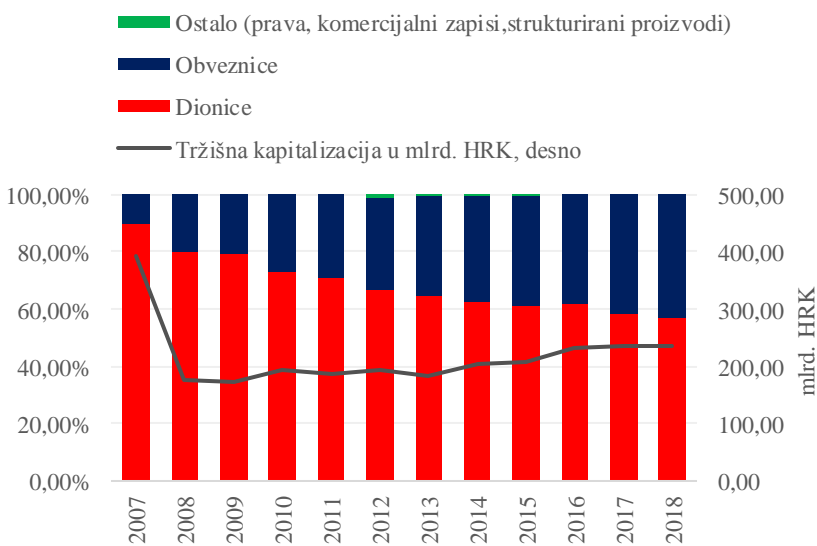
Izvor: <https://www.zse.hr>

Na Slici 2 prikazano je kretanje sektorskih indeksa Zagrebačke burze, a to su CROBEXindustrija (Industrijska proizvodnja), CROBEXkonstrukt (Građevinarstvo), CROBEXnutris (Proizvodnja i prerada hrane), CROBEXtransport (Transport) te CROBEXturist (Turizam). Zagrebačka burza započela je s objavljivanjem sektorskih indeksa u veljači 2013. godine. CROBEXturist je u promatranom razdoblju višestruko nadmašio ostale sektorske indekse usprkos blagom padu i stagnaciji koja traje od posljednjeg kvartala 2017. godine. Vrijednost CROBEXturista je u veljači 2019. godine bila veća za 238% u odnosu na početno razdoblje. S druge strane, CROBEXnutris i CROBEXkonstukt su imali najlošije performanse od svih sektorskih indeksa. Kroz promatrano razdoblje izgubili su više od polovice svoje početne vrijednosti. Indeks CROBEXtransport sačinjen je od samo dvije dionice (Uljanik plovidba d.d. i Atlantska plovidba d.d.) te je u promatranom periodu zabilježio dva perioda rasta prilikom čega je oba puta dosegnuo razinu od oko 1400 bodova (posljednji kvartal 2014. godine i prvi kvartal 2018. godine). Posljednju godinu CROBEXtransport bilježi pad te se na kraju veljače 2019. godine kretao na razini od 708 bodova. Posljednji preostali indeks, CROBEXindustrija je svoju najveću vrijednost od 1338 bodova zabilježio u kolovozu 2017. godine, nakon čega je zabilježen period pada vrijednosti indeksa.



Slika 2: Kretanje sektorskih indeksa Zagrebačke burze

Izvor: <https://www.zse.hr>



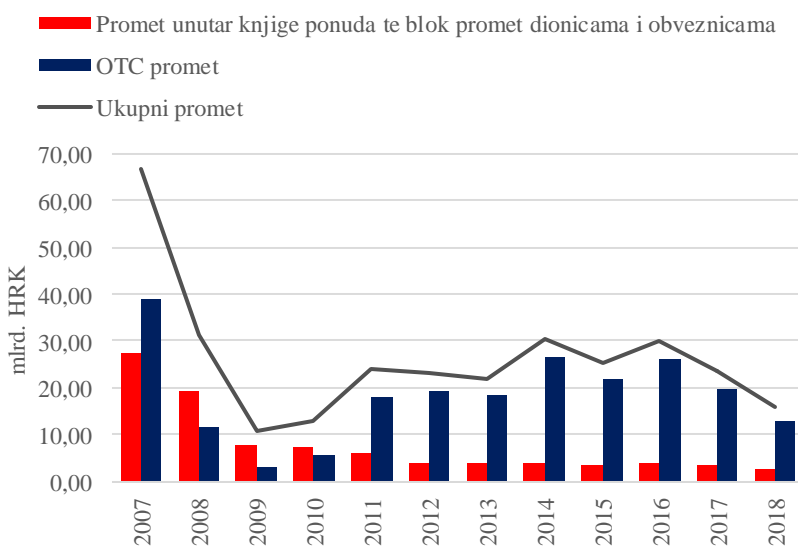
Slika 3: Kretanje tržišne kapitalizacije na Zagrebačkoj burzi

Izvor: prikaz autora prema godišnjim pregledima trgovine dostupnim na <https://www.zse.hr>

Razmjeri recesije koja je uslijedila kao posljedica svjetske financijske krize vidljivi su i kroz kretanje pokazatelja tržišne kapitalizacije na Zagrebačkoj burzi. Iz Slike 3 može se vidjeti kako je pokazatelj tržišne kapitalizacije svoju najvišu vrijednost u promatranom razdoblju dosegao u 2007. godini kada se kretao na razini od 394 milijarde kune. U 2008. godini tržišna kapitalizacija vrijednosnih papira na Zagrebačkoj burzi smanjila se za 55% u odnosu na 2007. godinu. Prema

kraju promatranog razdoblja tržišna kapitalizacija se tek ponešto oporavila te se u 2018. godini kretala pri razini od 234 milijarde kuna. Dodatno, može se vidjeti kako na hrvatskom tržištu kapitala prevladavaju dionice i obveznice. Udio komercijalnih zapisa, prava i strukturiranih proizvoda u ukupnoj tržišnoj kapitalizaciji je zanemariv. Kroz promatrano razdoblje udio dionica u ukupnoj tržišnoj kapitalizaciji opada, no i dalje je tržišna kapitalizacija dionica viša od tržišne kapitalizacije obveznica.

Ukupni promet prikazan na Slici 4 dobio se zbrajanjem ukupnog prometa unutar knjige ponuda te blok prometa dionicama i obveznicama i OTC prometa. Prema pokazatelju prometa također možemo vidjeti u kolikom je razmjeru posljednja financijska kriza i recesija negativno utjecala na hrvatsko tržište kapitala. Ukupan promet je s razine od 66,5 milijardi kuna u 2007. godini pao na razinu od 10,91 milijardu kuna u 2009. godini. U periodu od 2009. do 2016. godine, ukupni ostvareni promet porastao je na razinu od oko 30 milijardi kuna, da bi potom ponovo nastavio padati te se u 2018. godini kreće pri razini od 15,79 milijardi kuna. Promet unutar knjige ponuda te blok promet dionicama i obveznicama smanjio se s razine od 27 milijardi kuna u 2007. godini na razinu od 3,85 milijardi kuna u 2012. godini. U razdoblju od 2012. do 2017 godine se promet unutar knjige ponuda te blok promet dionicama i obveznicama stabilizirao na razini od oko 3,7 milijardi kuna, no u 2018. godini ponovo je zabilježio pad od 22% u odnosu na 2017. godinu te je iznosio 2,86 milijardi kuna.



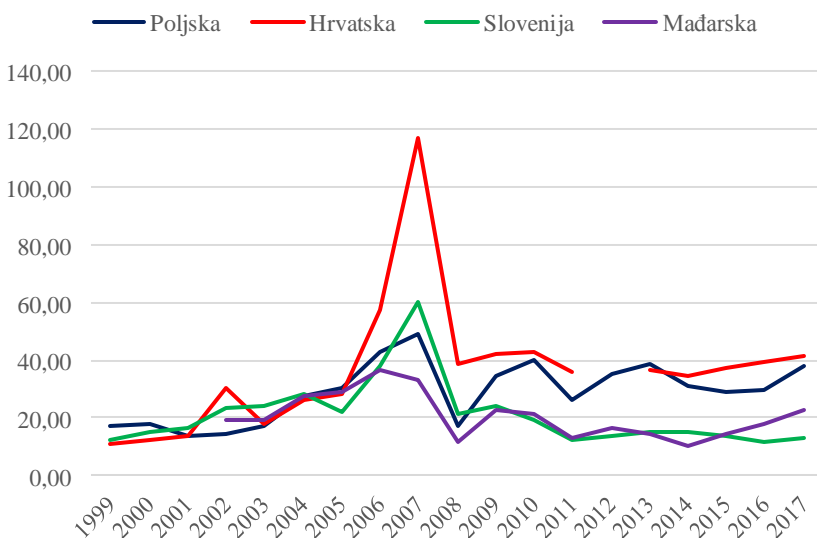
Slika 4: Prometi na Zagrebačkoj burzi

Izvor: prikaz autora prema godišnjim pregledima trgovine dostupnim na <https://www.zse.hr>

3.2. Usporedba s tržištima kapitala zemalja srednje i istočne Europe

Hrvatsko tržište kapitala usporedit će se s tržištima kapitala zemalja srednje i istočne Europe prema udjelu tržišne kapitalizacije listanih domaćih poduzeća u BDP-u, udjelu vrijednosti protrgovanih dionica u BDP-u i prema godišnjoj promjeni vrijednosti dioničkih indeksa. Pokazatelji izraženi u odnosu na BDP pojedine zemlje prikazani su samo za Hrvatsku, Poljsku, Sloveniju i Mađarsku jer podaci za ostale zemlje srednje i istočne Europe ne postoje na web stranicama Svjetske banke¹.

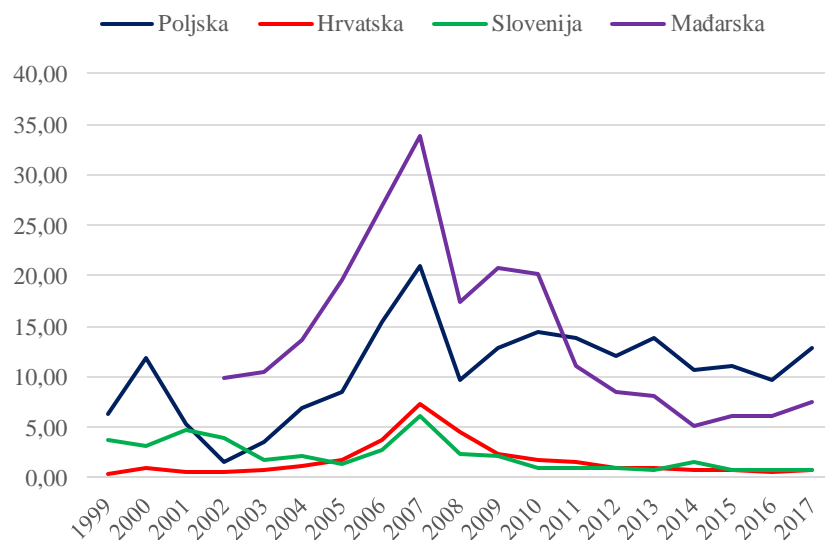
Slika 5 pokazuje kako se tržišne kapitalizacije listanih domaćih poduzeća na burzama izabranih CEE zemalja kreću vrlo sličnom putanjom. Sve zemlje su najviše vrijednosti ovog pokazatelja dosegle u 2007. godini, pri čemu se ističe pokazatelj za Hrvatsku koji se kretao na razini od 116,86 % BDP-a. Vrlo visoka vrijednost pokazatelja za Hrvatsku pokazuje koliko je hrvatsko tržište dionica bilo „napuhano“ u pred kriznom razdoblju. Dolaskom krize, udio tržišne kapitalizacije u BDP-u bitno se smanjio (u 2008. godini) te kasnije stabilizirao (od 2009. godine nadalje) za sve promatrane zemlje. Lom u vremenskoj seriji za Hrvatsku u 2012. godini dogodio se zbog nedostupnosti podatka za istu godinu.



Slika 5: Tržišna kapitalizacija listanih domaćih poduzeća kao udio u BDP-u

Izvor: prikaz autora prema podacima Svjetske banke dostupnim na <https://databank.worldbank.org/data/home.aspx>

¹ U bazi podataka koja se odnosi na pokazatelje svjetskog razvoja (engl. *World Development Indicators*) za ostale zemlje srednje i istočne Europe ne postoje podaci za većinu promatranog razdoblja.



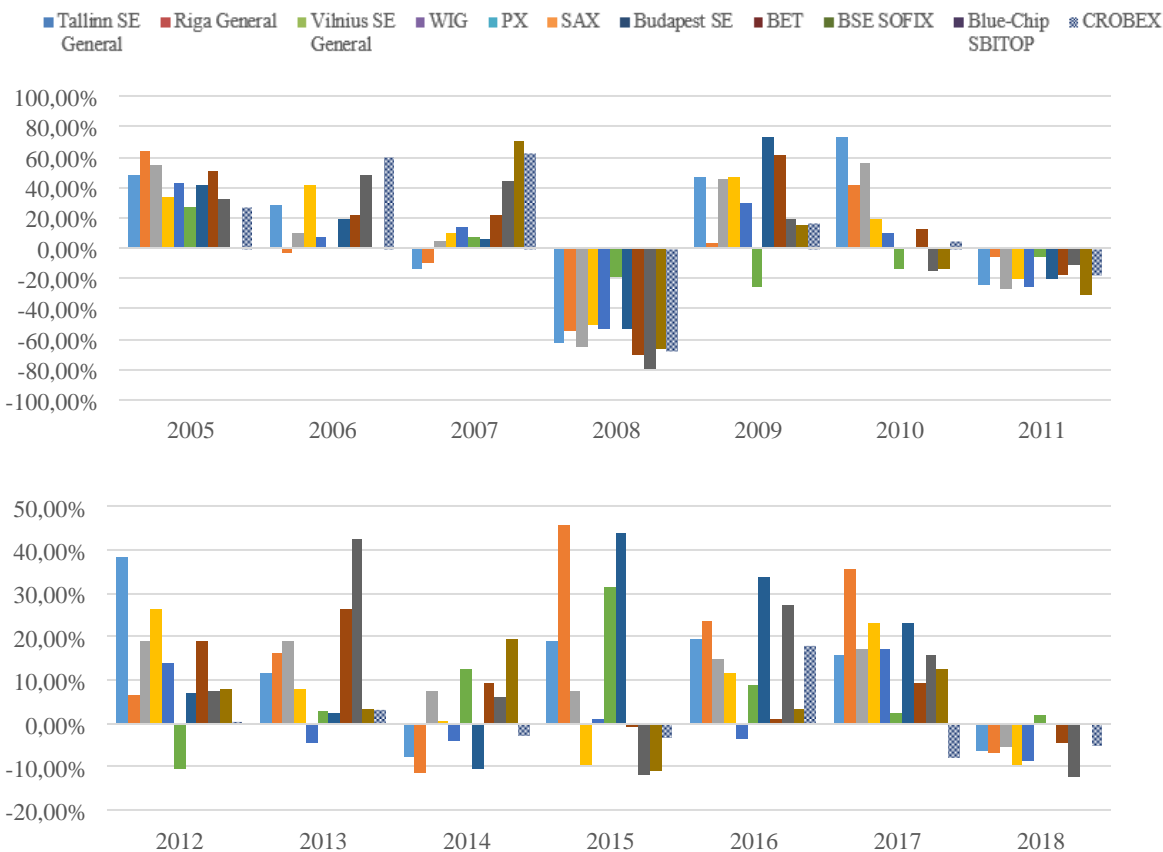
Slika 6: Ukupna vrijednost protrgovanih dionica kao udio u BDP-u

Izvor: prikaz autora prema podacima Svjetske banke dostupnim na <https://databank.worldbank.org/data/home.aspx>

Iz Slike 6 također se može vidjeti kako se udio vrijednosti protrgovanih dionica u BDP-u kreće sličnom dinamikom za sve promatrane zemlje. Najviše razine likvidnosti na burzama izabranih CEE zemalja zabilježene su u 2007. godini. Desetljeće nakon izbijanja svjetske financijske krize, likvidnost na tržištu kapitala svih promatranih CEE zemalja i dalje se kretala se na nižim razinama od razina dostignutih u 2007. godini. Dodatno, vidljivo je kako poljsko i mađarsko tržište kapitala karakterizira viša razina likvidnosti od hrvatskog i slovenskog. Vrijednost prikazanog pokazatelja za zemlje srednje i istočne Europe bitno je manja od vrijednosti istog pokazatelja za zemlje s razvijenijim tržištima kapitala. Primjerice u 2017. godini se udio protrgovanih dionica u BDP-u kretao na razini od 204,18% za SAD, 118,60% za Japan, 42,2% za Njemačku. Niske razine likvidnosti na tržištima kapitala CEE zemalja mogu se povezati s različitim uzrocima. Neki od njih su bankocentričnost finansijskih sustava, neefikasnost tržišta kapitala, pravne nesigurnosti te nedostatak transparentnosti.

Na Slici 7 prikazana su kretanja na tržištima kapitala CEE zemalja. Godišnje stope promjene izračunate su kao rast/pad vrijednosti indeksa na posljednji dan trgovanja u tekućoj godini u odnosu na vrijednost indeksa na posljednji dan trgovanja u prethodnoj godini. Godišnja promjena CROBEX-a u posljednjem je stupcu svake godine i prikazana je bijelim stupcem s točkicama. U pred kriznom razdoblju (2006. i 2007. godina) dionice na hrvatskom tržištu kapitala zabilježile su brži rast od usporedivih dionica u CEE zemljama. Dolaskom krize sva

CEE tržišta zabilježila su dvoznamenkasti pad, koji je za većinu zemalja bio veći od 50%. Od 2009. do 2018 godine najviše razdoblja (osam) s zabilježenim godišnjim rastom imao je litavski burzovni indeks Vilnius SE General. Estonski, latvijski, poljski, mađarski i rumunjski dionički indeksi zabilježili su sedam godina rasta i tri godine pada vrijednosti. Burze u Slovačkoj, Bugarskoj i Sloveniji rastle su šest godina, a padale četiri godine. Burzovni indeksi za Hrvatsku i Češku zabilježili su pet godina rasta te pet godina pada. Zanimljivo je da su u 2017. godini svi burzovni indeksi u CEE zemljama osim CROBEX-a zabilježili rast. U 2017. godini materijalizirali su se svi problemi u Agrokor grupi što se u velikoj mjeri odrazilo i na čitavo hrvatsko tržište kapitala. U posljednjoj promatranoj godini jedino je slovački burzovni indeks SAX zabilježio rast od 2,07% dok su ostali promatrani indeksi bilježili pad vrijednosti u odnosu na 2017. godinu.



Slika 7: Godišnja promjena vrijednosti burzovnih indeksa u CEE zemljama

Izvor: prikaz autora prema podacima <https://www.investing.com/indices/world-indices>

4. EKONOMETRIJSKA ANALIZA UTJECAJA MAKROEKONOMSKIH VARIJABLI NA DIONIČKO TRŽIŠTE

4.1. Panel podaci²

Korištenjem panel podataka omogućava se istovremeno analiziranje vremenske i prostorne komponente neke pojave. Panel podaci omogućavaju definiranje i testiranje kompliciranijih ekonometrijskih modela, sadrže veći broj podataka nego pripadajući prostorni podaci ili pripadajući vremenski nizovi, manje su osjetljivi na netipične vrijednosti „outliere“, omogućuju mjerenje različitosti unutar jedinica promatranja. Nadalje, procjene dobivene panel analizom su preciznije jer se zavisna varijabla mijenja po jedinicama promatranja i po vremenu, pristranost parametara koja se pojavljuje zbog nedostataka podataka se umanjuje korištenjem panel podataka, umanjuje se problem multikolinearnosti (dogodi li se da su dvije varijable iste jedinica promatranja snažno korelirane, ali ta korelacija nije izražena između drugih jedinica promatranja, ta korelacija gubi značajnost).

Panel podaci dijele se na statičke i dinamičke panel modele. Dinamički panel modeli u odnosu na statičke panel modele, uključuju vrijednost zavisne varijable s jednim ili više vremenskih perioda pomaka unatrag, ovisno o svojstvima zavisne varijable. U ovom radu korišten je dinamički panel model čiji se oblik može zapisati na sljedeći način:

$$y_{it} = \mu + \gamma y_{i,t-1} + x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

pri čemu je:

- N broj jedinica promatranja
- T broj razdoblja
- μ konstanti član
- γ autoregresijski koeficijent
- x_{it} je vrijednost parametara dimenzije K (matrica dimenzije Kx1) vektor koji sadržava vrijednosti K-nezavisnih varijabli, i-te jedinice promatranja u razdoblju t

² Temelji se na Amerić & Škrabić Perić (2017)

- β je vektor parametara dimenzije K (matrica dimenzije $K \times 1$) koji sadrži parametre koje treba procijeniti $\beta = [\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_K]'$
- α_i je fiksni ili slučajni efekt za svaku jedinicu promatranja (ili specifična pogreška i -te jedinice promatranja)
- ε_{it} je greška relacije i -te jedinice promatranja u razdoblju t i pretpostavlja se da su ε_{it} nezavisno i identično distribuirane slučajne varijable po jedinicama promatranja i vremenu, sa sredinom 0 i varijancom σ_ε^2 ,

Također se pretpostavlja da su svi x_{itk} nezavisni sa ε_{it} za sve i, t, k .

Uvođenjem zavisne varijable s pomakom dolazi do pojave korelacije između zavisne varijable s pomakom $y_{i,t-1}$ i α_i , budući je $y_{i,t-1}$ funkcija od α_i . Kao posljedica korelacije zavisne varijable iz prethodnog razdoblja $y_{i,t-1}$ i fiksnog efekta ili slučajne pogreške za i -tu jedinicu promatranja α_i dolazi do pristranosti procjenitelja. Alternativni način transformiranja dinamičkog modela s ciljem da se izgubi individualni efekt α_i je diferenciranje. Diferenciranjem se uklanja slučajni efekt te se dobiva sljedeća jednačba:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = \gamma(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}), i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T.$$

pri čemu ostaje problem korelacije među varijablama $y_{i,t-1}$ i $\varepsilon_{i,t-1}$, budući je $y_{i,t-1}$ funkcija od $\varepsilon_{i,t-1}$. Kako bi se premostili navedeni problemi razvili su se različiti procjenitelji dinamičkih panela, pri čemu su najpoznatiji Arellano & Bond (1991) procjenitelj, Blundell & Bond (1998) procjenitelj te korigirani procjenitelj fiksnog efekta. Arellano-Bond i Blundell-Bond uvode instrumentalne varijable, dok je Kiviet (1995) izveo formulu koja aproksimira pristranost.

Kiviet (u Arnerić & Škrabić Perić, 2017) polazi od uobičajenog zapisa dinamičkog modela danog jednačbom 1. Nadalje, u modelu se pretpostavlja da je:

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{js}) = 0, i \neq j \text{ ili } t \neq s,$$

$$E(\alpha_i \alpha_j) = 0, i \neq j,$$

$$E(\alpha_i \varepsilon_{js}) = 0, \forall i, j, t,$$

$$E(\alpha_i \varepsilon_{js}) = 0$$

i dodatna je pretpostavka da je $|\gamma| < 1$. Međutim, pretpostavka modela nije da su x_{it} i y_{it} stacionarne varijable, tj. da imaju konstantno očekivanje i varijancu varijable, one mogu biti i kointegrirane, a pojedinačno mogu biti i nestacionarne. Nadalje, u cilju rješavanja korelacija između α_i i zavisne varijable iz prethodnog razdoblja $y_{i,t-1}$ iz formule je moguće eliminirati varijablu α_i . Dakle, uvedu li se oznake $\bar{y}_i, \bar{y}_{i-1}, \bar{x}_{ik}, \bar{\varepsilon}_i$ za prosječne vrijednosti zavisne varijable, nezavisnih varijabli i grešaka relacije za jedinicu promatranja i , za t razdoblja:

$$\bar{y}_i = \frac{\sum_{t=1}^T y_{it}}{T}, \bar{y}_{i-1} = \frac{\sum_{t=0}^{T-1} y_{it}}{T}, \bar{x}_{ik} = \frac{\sum_{t=1}^T x_{itk}}{T}, \bar{\varepsilon}_i = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}}{T}, i=1, \dots, N, k=1, \dots, K,$$

A zatim se dobivene prosječne vrijednosti svih varijabli, za svaku jedinicu promatranja i , uvrste u jednadžbu 1, dobiva se jednadžba:

$$\bar{y}_i = \gamma \bar{y}_{i-1} + \bar{x}'\beta + \bar{\varepsilon}_i, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

Nakon toga se od jednadžbe (1) oduzme jednadžba (2) i dobije se sljedeća jednadžba:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \gamma(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1}) + (x_{it} - \bar{x}_i)'\beta + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

Dobiveni model, regresijski je model odstupanja vrijednosti varijabli od prosječnih vrijednosti svake jedinice promatranja i ne uključuje fiksni efekt α_i , ali će $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})$ biti korelirana s $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$, čak i ako su ε_{it} međusobno nekorelirane slučajne varijable. Korelacija između varijabli $(y_{i,t-1} - \bar{y}_{i-1})$ i $(\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$ prisutna je zbog toga što je varijabla $y_{i,t-1}$ korelirana s $\bar{\varepsilon}_i$ koja također uzrokuje pristranost. Izvod i zapis formule pristranosti je kompliciran te zahtjeva uvođenje brojnih pomoćnih varijabli pa se u ovom radu ne iznosi, nego se ukratko iznosi ideja procjenitelja s obzirom na dobivenu formulu pristranosti procjenitelja. Da bi se mogla izračunati pristranost procjene, potrebne su stvarne vrijednosti parametara δ i varijanca slučajne pogreške σ_ε^2 . S obzirom da su stvarne vrijednosti nepoznate, one se aproksimiraju procjenama jednog od konzistentnih procjenitelja, tj. procjenama Anderson i Hsiao (1982) procjeniteljem, Arellanovim i Bondovim procjeniteljem ili Blundellovim i Bondovim procjeniteljem. Dakle procjena parametara korigiranim procjeniteljem fiksnog efekta vrši se u dva koraka. U prvom koraku se na temelju procjena jednog od konzistentnog procjenitelja odrede „ stvarne“ vrijednosti δ i σ_ε^2 . Zatim se model procjeni procjeniteljem fiksnog efekta, a stvarne vrijednosti parametara se dobiju pomoću sljedeće jednadžbe:

$$\hat{\delta}_{\text{LSDVc}} = \hat{\delta}_{\text{LSDV}} - \hat{B}_{\text{LSDV}},$$

Pri čemu je $\hat{\delta}_{LSDVc}$ vektor procijenjenih parametara korigiranim procjeniteljem fiksnog efekta, $\hat{\delta}_{LSDV}$ vektor procijenjenih parametara procjeniteljem fiksnog efekta i \hat{B}_{LSDV} procijenjena pristranost. Ovako definirani korigirani procjenitelj fiksnog efekta je znatno manje pristran od procjenitelja fiksnog efekta, a u dosta slučajeva pokazuje bolja svojstva i od Arellano-Bond i Blundell-Bond procjenitelja. Bruno (2005) je pokazao da ovaj procjenitelj ima bolja svojstva u većini simuliranih slučajeva od AB i BB procjenitelja u slučaju kada je broj jedinica promatranja malen.

Izbor odgovarajućeg procjenitelja ovisi o karakteristikama uzorka (tj. o broju jedinica i razdoblja promatranja). Arellano-Bond i Blundell-Bond su adekvatni procjenitelji kada je broj jedinica promatranja velik, a vremensko razdoblje relativno maleno. S druge strane, korigirani procjenitelj fiksnog efekta adekvatan je za korištenje kada je broj jedinica promatranja malen ili srednje dimenzije i kada je broj razdoblja veći od trideset. Veza između cijena dionica i makroekonomskih pokazatelja hrvatskog gospodarstva u ovom radu istražena je za devet dionica (broj jedinica promatranja) sastavnica dioničkog indeksa CROBEX10 i četrdeset kvartala (broj vremenskih razdoblja). Dakle, korištenje korigiranog procjenitelja fiksnog efekta je opravdano budući je $T > N$. Nadalje, u predloženom su modelu nezavisne varijable promjenjive u vremenu, ali su pak jednake za sve jedinice promatranja što ublažava mogući problem endogenosti. Problem endogenosti se dodatno eliminira uključivanjem zavisne varijable ujedno i kao nezavisne varijable iz prethodnog razdoblja, što je ovdje i učinjeno. Osim toga, uključivanjem cijene s jednim vremenskim pomakom apsorbira se autoregresijska dinamika te se istovremeno uklanja potreba za diferenciranjem varijabli. Dodatno, korigirani procjenitelj fiksnog efekta je nepristran i asimptotski konzistentan ako je N relativno malen te ako je ispunjen uvjet egzogenosti.

4.2. Karakteristike uzorka

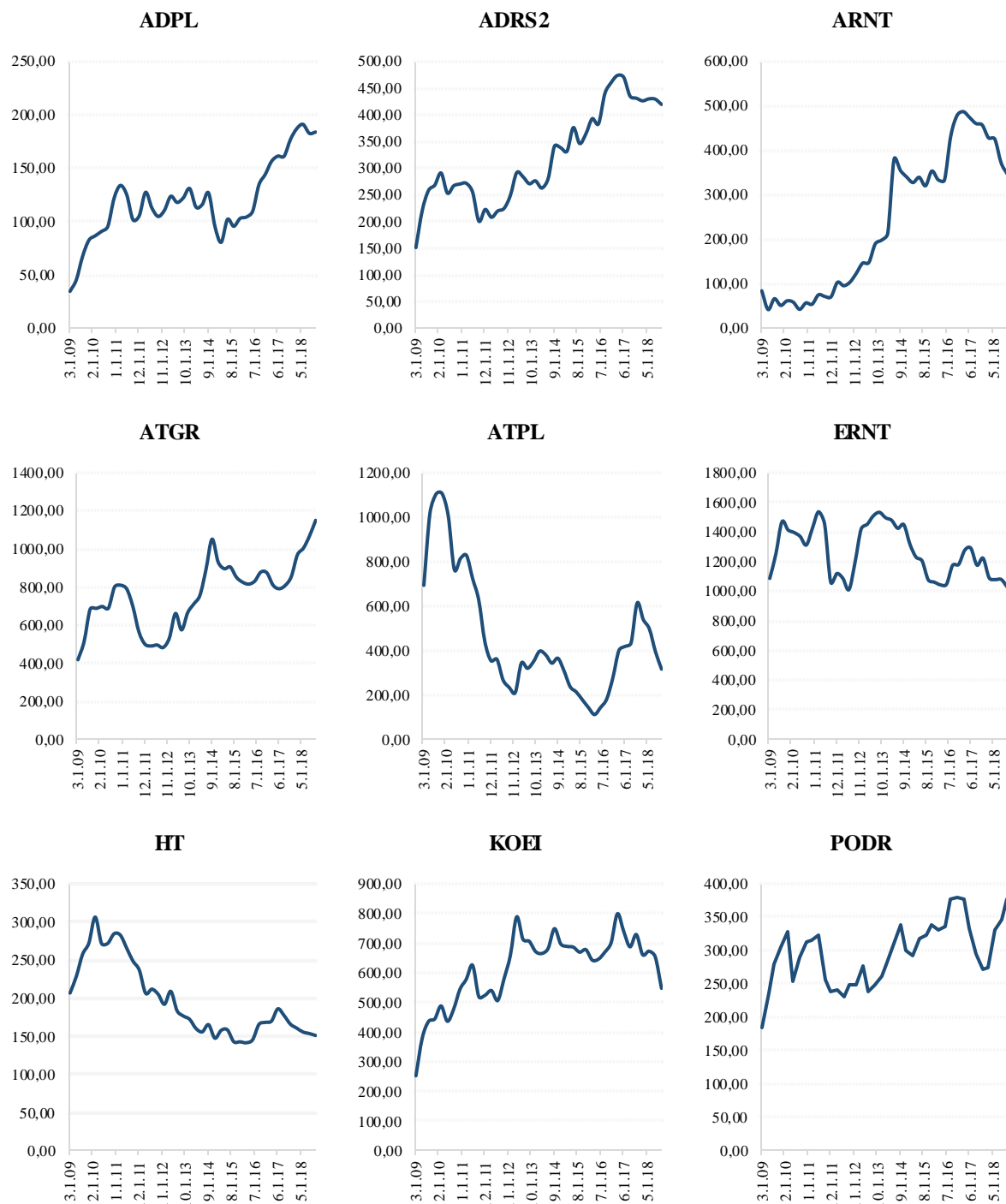
Istraživanjem je obuhvaćen vremenski period od prvog kvartala 2009. godine do posljednjeg kvartala 2018. godine. Navedeno razdoblje obuhvaća razdoblje recesije (od 2009. godine do 2015. godine) koja je zahvatila Republiku Hrvatsku te period oporavka i rasta gospodarstva koji traje od 2015. godine.

Tromjesečne cijene zatvaranja dionica sastavnica dioničkog indeksa CROBEX10 korištene su kao zavisna varijabla. Jedina dionica sastavnica CROBEX10 indeksa koja je izostavljena je dionica Valamar Riviere d.d. Navedena dionica je ispuštena jer je u jednom dijelu perioda obuhvaćenog istraživanjem došlo do ukidanja uvrštenja dionice na Zagrebačkoj burzi. Dionice poduzeća obuhvaćenih istraživanjem prikazane su u Tablici 1. Podaci o cijenama dionica preuzeti su s web stranica Zagrebačke burze.

Tablica 1: Uzorak dionica obuhvaćenih istraživanjem

Simbol	Izdavatelj
ADPL	AD Plastik d.d.
ADRS2	Adris grupa d.d.
ARNT	Arena Hospitality Group d.d
ATGR	Atlantic grupa d.d.
ATPL	Atlantska plovidba d.d
ERNT	Ericsson Nikola Tesla d.d
HT	Hrvatski Telekom d.d.
KOEI	Končar d.d.
PODR	Podravka d.d.

Izvor: <https://www.zse.hr/>



Slika 8: Desezonirane vrijednosti cijena dionica

Izvor: <https://www.zse.hr/>

Slika 8 prikazuje kretanje desezoniranih cijena dionica obuhvaćenih istraživanjem. Može se primijetiti kako u promatranom razdoblju cijene dionica AD Plastika, Adris grupe, Arena

Hospitality Groupa, Atlantic grupe, Končara i Podravke imaju rastući trend. Najveći porast vrijednosti zabilježila je dionica AD Plastika, čija je vrijednost na kraju promatranog razdoblja u odnosu na prvi kvartal 2009. godine bila veća za 429 %. Dionice ostalih poduzeća s rastućim trendom su također bile uspješne te su najgoreg slučaju barem udvostručile svoju vrijednost s početka razdoblja promatranja. S druge strane, cijene dionica Atlantske plovidbe i HT-a su zabilježile pad vrijednosti. Dionica Atlantske plovidbe je izgubila 54% svoje početne vrijednosti, dok je dionica HT-a izgubila 27% svoje vrijednosti u odnosu na prvi kvartal 2009. godine. Dionicom Ericsson Nikole Tesle se na kraju promatranog razdoblja trgovalo pri sličnim vrijednostima kao i u prvom kvartalu 2009. godine.

U Tablici 2 navedene su sve korištene varijable zajedno s pripadajućim objašnjenjem te izvorom podatka. Cijene dionica i sve nezavisne varijable (osim 3-mjesečnog ZIBOR-a) su desezonirane i izražene u obliku prirodnog logaritma. Vrijednost 3-mjesečnog ZIBOR-a je desezonirana, ali nije izražena u obliku prirodnog logaritma. Vremenske serije koje se odnose na indeks industrijske proizvodnje, realni BDP, indeks potrošačkih cijena, ESI i indeks pouzdanja potrošača su preuzete kao već desezonirane vremenske serije. Vremenske serije za preostale korištene varijable su desezonirane koristeći EViews statistički paket.

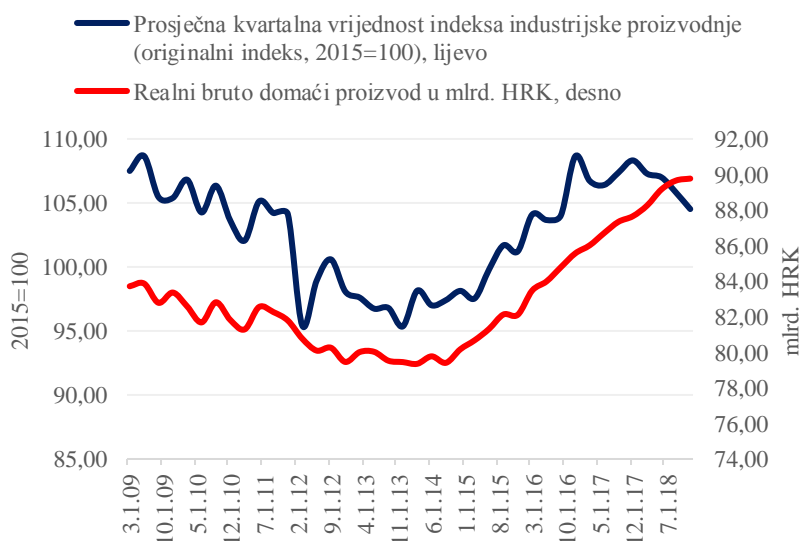
Tablica 2: Popis korištenih varijabli

Oznaka varijable	Definicija	Izvor
Cijena	<i>Tromjesečne cijene zatvaranja dionica sastavnica dioničkog indeksa CROBEX10 (s izuzećem dionice Valamar Riviere d.d.)</i>	ZSE
IIP	<i>Prosječna kvartalna vrijednost indeksa industrijske proizvodnje (originalni indeks, 2015=100)</i>	HNB
RBDP	<i>Realni bruto domaći proizvod u mlrd. HRK</i>	HNB
IPC	<i>Indeks potrošačkih cijena (originalni indeks, 2015=100)</i>	HNB
ZIBOR3mj	<i>3-mjesečni ZIBOR</i>	HNB
ESI	<i>ESI (engl. Economic Sentiment Indicator) je kompozitni indikator koji se sastoji od pet sektorskih indikatora pouzdanja s različitim ponderima, a to su poslovni optimizam u industriji (40 %), poslovni optimizam u uslugama (30 %), indeks pouzdanja potrošača (20 %), poslovni optimizam u građevinarstvu (5 %) te poslovni optimizam u trgovini (5 %).</i>	Europska komisija
IPP	<i>Indeks pouzdanja potrošača. Indeks pouzdanja potrošača se računa na temelju anketnog istraživanja potrošača te uključuje očekivanja potrošača o ekonomskoj i financijskoj situaciji u sljedećih 12 mjeseci.</i>	HNB
NEKRETNINE	<i>Indeks cijena stambenih nekretnina (bazni indeksi, 2015=100)</i>	HNB

DOD	<i>Ukupni dug opće države (u mil. HRK), koji je jednak zbroju inozemnog duga opće države i unutarnjeg duga opće države. Jedan i drugi se dobiju kao zbroj duga središnje države, duga fondova socijalne sigurnosti i duga lokalne države i kada se od njih oduzmu konsolidacijski elementi.</i>	<i>HNB</i>
NETO ŠTEDNJA	<i>Višak štednje (zbroj kunskih i deviznih depozita (štednih i oročenih)) nad kreditima sektora kućanstva u mil. HRK</i>	<i>HNB</i>

Izvor: prikaz autora

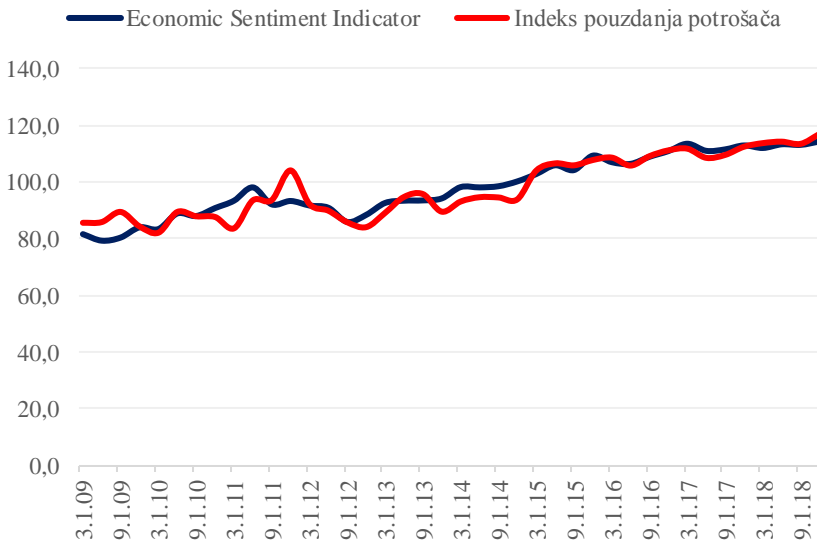
Prilikom promatranja kretanja makroekonomskih varijabli hrvatskog gospodarstva treba uzeti u obzir recesiju koja je zahvatila Hrvatsku na početku promatranog razdoblja te oporavak gospodarstva u drugom dijelu promatranog razdoblja.



Slika 9: Desezonirane vrijednosti indeksa industrijske proizvodnje i realnog BDP-a

Izvor: prikaz autora prema podacima HNB-a

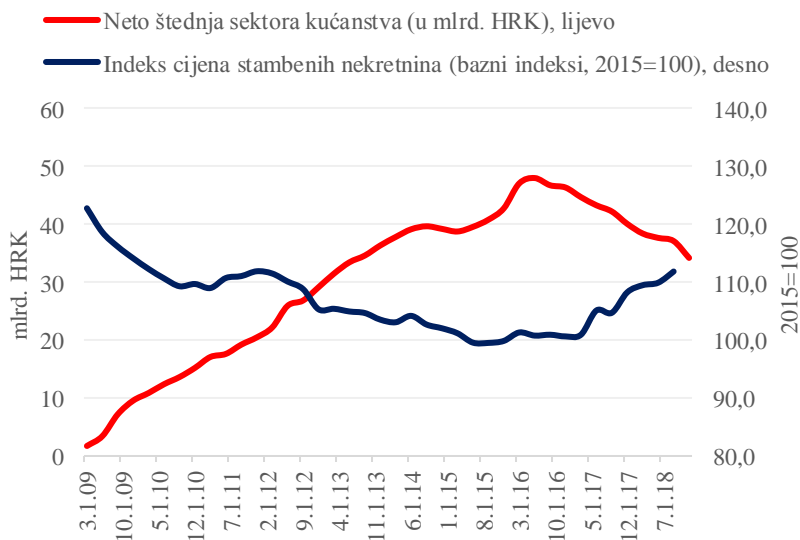
Indeks industrijske proizvodnje i realni BDP ukazuju na razinu ekonomske aktivnosti u nekom gospodarstvu te se sukladno tome u promatranom razdoblju kreću sličnom dinamikom. Oba pokazatelja padaju od početka promatranog razdoblja te minimalnu vrijednost dostižu u posljednjem kvartalu 2013. godine (indeks industrijske proizvodnje), odnosno u prvom kvartalu 2014. godine (realni BDP). Od početka 2014. godine započeo je oporavak oba pokazatelja koji se nastavio do kraja promatranog razdoblja.



Slika 10: Desezonirana vrijednost ESI-ja i indeksa pouzdanja potrošača

Izvor:prikaz autora prema podacima Europske komisije i HNB-a

Oba indeksa sentimenta prikazana na Slici 10 imaju sličan trend rasta. Naime, indeks pouzdanja potrošača koristi se prilikom izračuna ESI-ja te oba indeksa prikazuju očekivanja sudionika gospodarstva o budućem stanju ekonomije. U promatranom razdoblju vrijednosti oba indeksa su rasla po sličnim kvartalnim stopama od 0,9 % (ESI) te 0,91% (indeks pouzdanja potrošača).

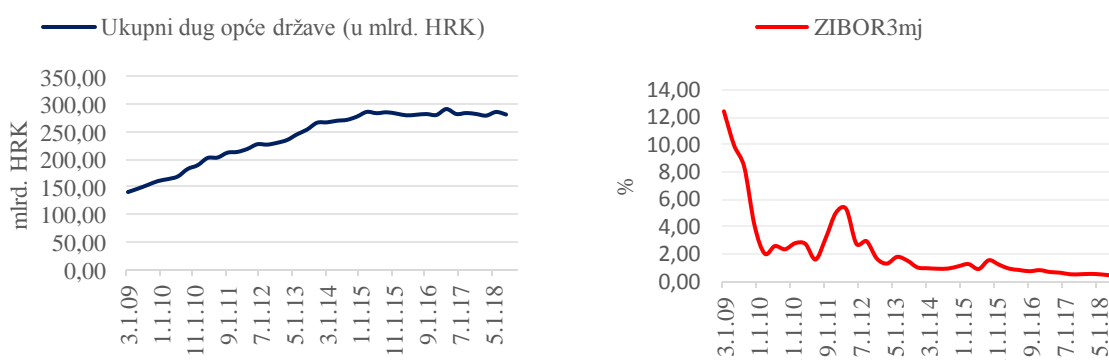


Slika 11: Desezonirana vrijednost neto štednja kućanstava i indeksa cijena stambenih nekretnina

Izvor:prikaz autora prema podacima HNB-a

Neto štednja sektora kućanstva je od početka promatranog perioda do drugog kvartala 2016. godine porasla s 1,63 milijarde kuna na 48 milijardi kuna, pri čemu je zabilježila prosječnu kvartalnu stopu rasta od 14,53 %. Nakon dostignutog maksimuma u drugom kvartalu 2016. godine, vrijednost neto štednje sektora kućanstava je u padu te se na kraju promatranog perioda kretala na razini od 34,2 milijarde kuna.

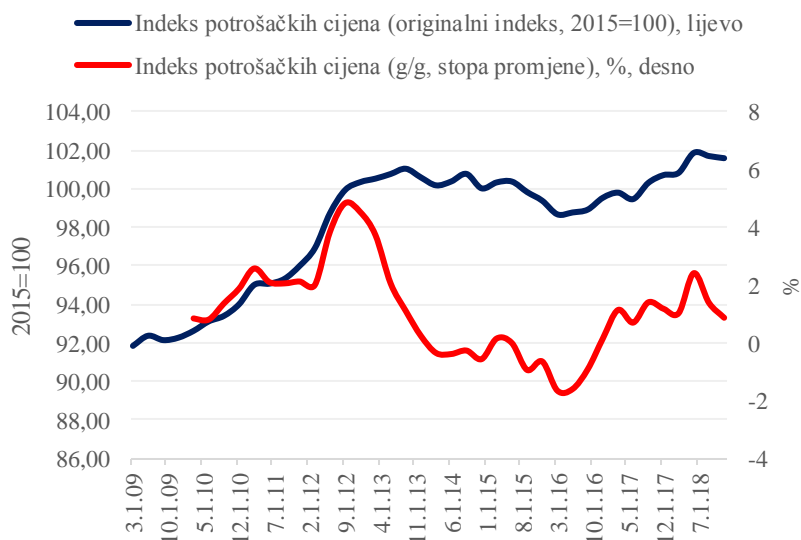
Cijene stambenih nekretnina su bile u padu od 2009. godine do 2015. godine, da bi zatim stagnirale do prvog kvartala 2017. godine. Pri kraju promatranog razdoblja cijene stambenih nekretnina zabilježile su porast te su za 11 % veće u odnosu na prosjek 2015. godine.



Slika 12: Desezonirana vrijednost duga opće države i 3-mjesečnog ZIBORA

Izvor: prikaz autora prema podacima HNB-a

Dug opće države kontinuirano je rastao do drugog kvartala 2015. godine, nakon čega se stabilizirao pri razini od oko 280 milijardi kuna. U strukturi vjerovnika duga, veći dio odnosi se na domaće vjerovnike (u prosjeku oko 59%) te se najveći dio duga u promatranom razdoblju odnosi na dug središnje države. 3-mjesečni ZIBOR je svoju najveću vrijednost zabilježio na početku promatranog perioda, nakon čega je padao s iznimkom na kraju 2011. godine kada se popeo na razinu od 5,30%. Pri kraju promatranog razdoblja vrijednosti 3-mjesečnog ZIBORA kretale su se pri niskim razinama od 0,5%.



Slika 13: Desezonirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena

Izvor: prikaz autora prema podacima HNB-a

Iz Slike 13 može se vidjeti kako su u promatranom periodu zabilježena razdoblja inflacije i deflacije u hrvatskom gospodarstvu. Inflacija je svoj vrhunac dostigla u trećem kvartalu 2012. godine kada se kretala na razini od 4,84%, u razdobljima koja su slijedila razina cijena u gospodarstvu je opadala i svoj minimum je dosegla u prvom tromjesječju 2016. godine. U periodu od prvog kvartala 2014. godine do trećeg kvartala 2016. godine zabilježen je period deflacije, da bi potom inflacija ponovo ubrzala te se pri kraju promatranog razdoblja kretala pri razinama od 1%.

4.3. Rezultati ekonometrijskog modela

U sljedećem dijelu rada prikazat će se rezultati procijenjenih modela dobivenih korištenjem korigiranog procjenitelja fiksnog efekta. Kao inicijalni procjenitelj je za sve modele korišten Arellano-Bond procjenitelj. Matrica varijanci i kovarijanci za svaki se procijenjeni model dobila na temelju 100 ponavljanja bootstrapping metodom. Različiti modeli uključuju različite varijable te su podijeljeni u tri tablice: Rezultati 1, Rezultati 2 te Rezultati 3. Razlike među modelima unutar pojedine tablice ogledaju se u dvije stvari. Kroz modele unutar pojedine tablice mijenjane su varijable koje se mogu supstituirati, a to su parovi varijabli indeksa industrijske proizvodnje i realnog BDP-a te varijabli ESI-ja i indeksa pouzdanja potrošača. Druga razlika odnosi se na

uključivanje varijable koja se odnosi na indeks cijena nekretnina, koja je uključena u drugom dijelu tablice s rezultatima.

Rezultati 1: Modeli 1-8

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
L.Cijena	0.968*** (0.0264)	0.968*** (0.0266)	0.968*** (0.0267)	0.967*** (0.0269)	0.973*** (0.0267)	0.973*** (0.0266)	0.972*** (0.0263)	0.969*** (0.0262)
IIP	0.499* (0.277)	0.702** (0.283)			0.833*** (0.310)	1.093*** (0.348)		
RBDP			0.422 (0.286)	0.625** (0.278)			1.760*** (0.458)	2.013*** (0.473)
IPC	0.823 (0.505)	1.144** (0.520)	0.443 (0.386)	0.616 (0.391)	1.022** (0.463)	1.372*** (0.504)	0.765** (0.378)	0.920** (0.390)
ZIBOR3mj	0.0116** (0.00578)	0.0148*** (0.00525)	0.0111* (0.00606)	0.0134*** (0.00518)	0.0164** (0.00677)	0.0238*** (0.00672)	0.0154** (0.00672)	0.0294*** (0.00722)
ESI	-0.170 (0.146)		-0.144 (0.148)		-0.341** (0.168)		-0.742*** (0.213)	
IPP		-0.237** (0.119)		-0.213* (0.117)		-0.393*** (0.149)		-0.687*** (0.175)
NEKRETNINE					-0.606** (0.279)	-0.704** (0.286)	-1.215*** (0.356)	-1.321*** (0.356)
<i>N</i>	351	351	351	351	342	342	342	342
<i>Tbar</i>	39.00000	39.00000	39.00000	39.00000	38.00000	38.00000	38.00000	38.00000
<i>Sigma</i>	0.13152	0.13108	0.13178	0.13143	0.13136	0.13062	0.12995	0.12896
Arellano-Bond inicijalni procjenitelj (p-vrijednosti Sarganovog testa i testa autokorelacije 1. i 2. reda)								
<i>Sargan</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>m1</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>m2</i>	0.9750	0.9953	0.7898	0.6864	0.8279	0.9319	0.7850	0.3973

Standardne greške u zagradama

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Izvor: prikaz autora

Modelima 1-8 su prikazani rezultati dobiveni korištenjem pokazatelja ekonomske aktivnosti (indeks industrijske proizvodnje i realni BDP), inflacije, kamatnih stopa, indeksa sentimenta (ESI i indeks pouzdanja potrošača) te indeksa cijena nekretnina kao nezavisnih varijabli. Dakle procijenjene su sljedeće jednadžbe:

$$Cijena_{it} = \mu + \beta_1 \cdot Cijena_{i,t-1} + \beta_2 \cdot IIP_{it} \text{ (ili } \beta_2 \cdot RBDP_{it}) + \beta_3 \cdot IPC_{it} + \beta_4 \cdot ZIBOR3mj_{it} + \beta_5 \cdot ESI_{it} \text{ (ili } \beta_5 \cdot IPP_{it}) + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i=1, \dots, 9; t=1, \dots, 40, \text{ odnosno ista jednadžba s uključivanjem indeksa cijena nekretnina:}$$

$$Cijena_{it} = \mu + \beta_1 \cdot Cijena_{i,t-1} + \beta_2 \cdot IIP_{it} \text{ (ili } \beta_2 \cdot RBDP_{it}) + \beta_3 \cdot IPC_{it} + \beta_4 \cdot ZIBOR3mj_{it} + \beta_5 \cdot ESI_{it} \text{ (ili } \beta_5 \cdot IPP_{it}) + \beta_6 \cdot NEKRETNINE_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i=1, \dots, 9; t=1, \dots, 40,$$

Uvođenjem indeksa cijena nekretnina (modeli 5-8), neke varijable koje u modelima koji ne uključuju cijene nekretnina nisu bile statistički značajne, postaju statistički značajne. Tako se primjerice u modelu 1, ESI i inflacija se ne pokazuju statističkim značajnim, dok su u modelu 5 obje varijable statistički značajne. Usporedbom modela 3 i modela 7 dobije se sličan zaključak. U modelu 3 realni BDP, ESI i inflacija nisu statistički značajni, dok su u modelu 7 sve navedene varijable značajne. Iz dobivenih rezultata se može zaključiti kako pozitivan i statistički značajan utjecaj na cijene dionica imaju vrijednosti cijena dionica iz prethodnog razdoblja, pokazatelji ekonomske aktivnosti, inflacija i 3-mjesečni ZIBOR. S druge strane, negativan i statistički značajan utjecaj pokazuju oba korištena indeksa sentimenta te indeks cijena nekretnina.

Rezultati 2: Modeli 9-12

	Model 9	Model 10	Model 11	Model 12
L.Cijena	0.962*** (0.0270)	0.961*** (0.0271)	0.965*** (0.0267)	0.960*** (0.0260)
IIP	0.411** (0.201)		0.762*** (0.239)	
RBDP		0.442** (0.222)		1.278*** (0.302)
IPC	1.382** (0.608)	1.117** (0.562)	2.655*** (0.728)	2.969*** (0.685)
DOD	-0.248*** (0.0897)	-0.243*** (0.0899)	-0.587*** (0.147)	-0.811*** (0.164)
NEKRETNINE			-0.936*** (0.343)	-1.526*** (0.393)
<i>N</i>	342	342	342	342
<i>Tbar</i>	38.00000	38.00000	38.00000	38.00000
<i>Sigma</i>	0.13240	0.13240	0.13093	0.12949
Arellano-Bond inicijalni procjenitelj				
(p-vrijednosti Sarganovog testa i testa autokorelacije 1. i 2. reda)				
<i>Sargan</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>m1</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>m2</i>	0.9726	0.8454	0.8141	0.8244

Izvor: prikaz autora

Standardne greške u zagradama

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

U modelima 9-12 su kao nezavisne varijable korišteni pokazatelji ekonomske aktivnosti (indeks industrijske proizvodnje i realni BDP), inflacija, dug opće države te indeks cijena nekretnina. Procijenjene jednadžbe mogu se zapisati na sljedeći način:

$$Cijena_{it} = \mu + \beta_1 \cdot Cijena_{i,t-1} + \beta_2 \cdot IIP_{it} \text{ (ili } \beta_2 \cdot RBDP_{it}) + \beta_3 \cdot IPC_{it} + \beta_4 \cdot DOD_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i=1, \dots, 9; t=1, \dots, 40$$

$$Cijena_{it} = \mu + \beta_1 \cdot Cijena_{i,t-1} + \beta_2 \cdot IIP_{it} \text{ (ili } \beta_2 \cdot RBDP_{it}) + \beta_3 \cdot IPC_{it} + \beta_4 \cdot DOD_{it} + \beta_5 \cdot NEKRETNINE_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i=1, \dots, 9; t=1, \dots, 40$$

Uključivanjem nove varijable u model, pokazuje se kako rast duga opće države statistički značajno i negativno utječe na cijene dionica u Hrvatskoj. Ostale korištene varijable (indeks industrijske proizvodnje, realni BDP, inflacija te indeks cijena nekretnina) imaju sličan utjecaj kao i u procijenjenim modelima 1-8.

Rezultati 3: Modeli 13-16

	Model 13	Model 14	Model 15	Model 16
L.Cijena	0.966*** (0.0266)	0.967*** (0.0268)	0.969*** (0.0268)	0.967*** (0.0270)
IIP	0.265 (0.194)		0.433** (0.212)	
RBDP		0.197 (0.198)		0.582** (0.252)
IPC	0.712 (0.510)	0.525 (0.479)	1.591*** (0.598)	1.439** (0.571)
ZIBOR3mj	0.0113* (0.00676)	0.0106 (0.00670)	0.00943 (0.00729)	0.00904 (0.00722)
NETO ŠTEDNJA	-0.0238 (0.0308)	-0.0241 (0.0313)	-0.120** (0.0473)	-0.137*** (0.0479)
NEKRETNINE			-0.838** (0.328)	-1.029*** (0.349)
<i>N</i>	351	351	342	342
<i>Tbar</i>	39.00000	39.00000	38.00000	38.00000
<i>Sigma</i>	0.13167	0.13184	0.13090	0.13046
Arellano-Bond inicijalni procjenitelj (p-vrijednosti Sarganovog testa i testa autokorelacije 1. i 2. reda)				
<i>Sargan</i>	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
<i>m1</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
<i>m2</i>	0.8844	0.7631	0.9301	0.6907

Izvor: prikaz autora

Standardne greške u zagradama

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Kod modela 13-16 se sagledavao utjecaj pokazatelja ekonomske aktivnosti (indeks industrijske proizvodnje i realni BDP), inflacije, kamatnih stopa, neto štednje sektora kućanstva te indeksa cijena nekretnina na cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala. Procijenjene jednadžbe u modelima 13-16 analitički se mogu zapisati na sljedeći način:

$$Cijena_{it} = \mu + \beta_1 \cdot Cijena_{i,t-1} + \beta_2 \cdot IIP_{it} \text{ (ili } \beta_2 \cdot RBDP_{it}) + \beta_3 \cdot IPC_{it} + \beta_4 \cdot ZIBOR3mj_{it} + \beta_5 \cdot NETO \text{ ŠTEDNJA}_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i=1,\dots,9 ; t=1,\dots,40$$

$$Cijena_{it} = \mu + \beta_1 \cdot Cijena_{i,t-1} + \beta_2 \cdot IIP_{it} \text{ (ili } \beta_2 \cdot RBDP_{it}) + \beta_3 \cdot IPC_{it} + \beta_4 \cdot ZIBOR3mj_{it} + \beta_5 \cdot NETO \text{ ŠTEDNJA}_{it} + \beta_6 \cdot NEKRETNINE_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}; i=1,\dots,9 ; t=1,\dots,40$$

Rezultati procijenjenih modela bez korištenja indeksa cijena nekretnina pokazuju kako uz vrijednost zavisne varijable s vremenskim pomakom, jedino 3-mjesečni ZIBOR ima statistički značajni pozitivan učinak (model 13) na cijene dionica u Hrvatskoj, ostale varijable se nisu pokazale značajnim. Uvođenjem indeksa cijena nekretnina sve varijable osim 3-mjesečnog ZIBOR-a postaju statistički značajne. Rezultati pokazuju kako novo uvedena varijabla koja se odnosi na neto štednju sektora kućanstva negativno i statistički značajno utječe na cijene dionica, dok je utjecaj ostalih korištenih varijabli sličan kao i kod prethodno procijenjenih modela.

Rezultati svih procijenjenih modela (modeli 1-16) pokazuju kako na cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala statistički značajan i pozitivan utjecaj imaju cijene dionica iz prethodnog kvartala, indeks industrijske proizvodnje, realni BDP, inflacija i kamatne stope. S druge strane, negativan utjecaj imaju indeks pouzdanja potrošača, ESI, indeks cijena nekretnina, neto štednja sektora kućanstva te dug opće države. Dakle, korištenjem korigiranog procjenitelja fiksnog efekta pokazalo se kako makroekonomski pokazatelji hrvatskog gospodarstva imaju statistički značajan utjecaj na cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala čime je potvrđena istraživačka hipoteza ovog rada.

Za sve procijenjene modele su u dnu svake od tablica s rezultatima prikazani rezultati Sarganovog testa te testa autokorelacije prvog i drugog reda koji su dobiveni korištenjem inicijalnog Arellano-Bond procjenitelja. Rezultati sugeriraju kako u niti jednom modelu ne postoji problem endogenosti te kako postoji autokorelacija prvog reda, a ne postoji autokorelacija drugog reda. Uključivanje zavisne varijable s jednim vremenskim pomakom a priori ublažava ili pak uklanja probleme endogenosti i autokoreliranosti, što je prednost

dinamičkih panel modela. U konkretnom slučaju primjene korigiranog procjenitelja fiksnog efekta, rezultate Sarganovog testa i testa autokorelacije prvog i drugog reda treba uzeti s oprezom zbog toga što u sklopu `xtlsdvc` naredbe u STATI procijenjeni AB model koristi broj instrumenata koji premašuje broj jedinica promatranja, a u takvim situacijama Sarganov test vrlo rijetko odbacuje nultu hipotezu o valjanosti instrumentalnih varijabli. Također, nije svojstveno da je problem autokorelacije prvog reda dalje prisutan i nakon uključivanja lagirane zavisne varijable, dok istovremeno ne postoji problem autokorelacije drugog reda. To je dodatni razlog zašto navedene dijagnostičke testove inicijalnog Arellano-Bond procjenitelja treba uzeti s rezervom, iako je načelno Sarganov test zadovoljavajući kao i test autokorelacija drugog reda jer se u oba slučaja nulta hipoteza odbacuje.

Pozitivan predznak uz pokazatelje indeksa industrijske proizvodnje i realnog BDP-a teorijski je očekivan. U razdobljima gospodarskog rasta, čitavo makroekonomske okruženje za poduzeće je stimulativnije, raste potražnja za proizvodima i/ili uslugama poduzeća, što posljedično rezultira većim novčanim tijekovima i većom profitabilnošću. Uslijed rasta profitabilnosti poduzeća, raste i potražnja za njihovim dionicama, što se reflektira na rastu cijena dionica poduzeća.

Učinak inflacije na tržišta kapitala uglavnom je negativan, no postoje istraživanja koja su pokazala pozitivnu vezu. Modeli vrednovanja dionica diskontiraju sve buduće novčane tokove dionice odgovarajućom diskontnom stopom. Inflacija i inflacijska očekivanja povećavaju diskontnu stopu i smanjuju sadašnju vrijednost novčanih tokova te samim tim i cijenu dionice. Barbić & Čondić Jurkić (2017) i Maysami, Howe i Hamzah (2004) su u svojim istraživanjima dokazali postojanje pozitivne veze između kretanja na tržištu kapitala i inflacije. Naime u slučaju prijetnje inflacije, investitori mogu povećati vlasnička ulaganja kako bi se zaštitili od inflacijskih rizika. U toj situaciji rastom potražnje za dionicama, dolazi i do rasta cijene istih čime se opravdava pozitivna veza između inflacije i cijena dionica. Također treba spomenuti i slučaj deflacije, budući je zabilježena u dijelu razdoblja obuhvaćenog ovim istraživanjem. U tom slučaju opći pad cijena u gospodarstvu ima negativan efekt po poduzeća jer se susreću s usporavanjem rasta ili padom prihoda. Stagnacijom ili padom prihoda, valuacije poduzeća postaju lošije te u konačnici dolazi do pada cijena njihovih dionica.

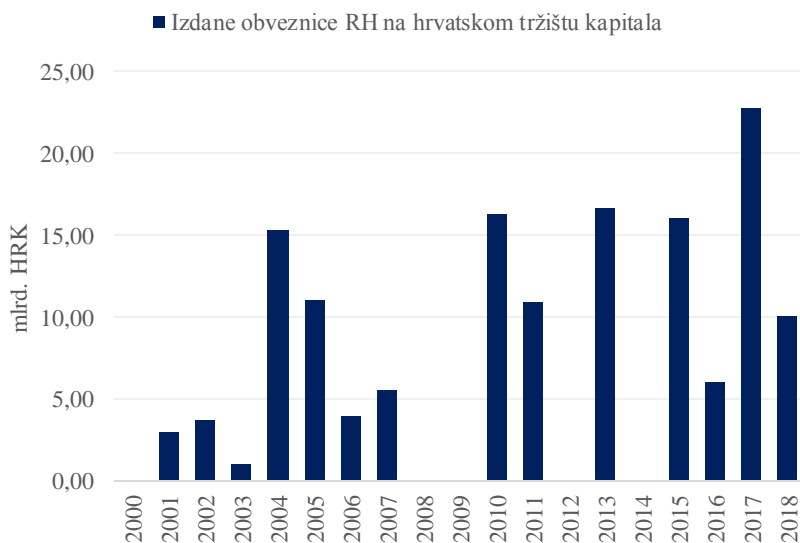
Teorijski očekivani utjecaj kamatnih stopa na cijene na tržištu kapitala je jednoznačan i negativan. Kamatna stopa direktno utječe na diskontnu stopu koja se koristi prilikom

vrednovanja dionica, pri čemu rast kamatnih stopa implicira rast troškova financiranja i smanjivanje budućih korporativnih profita te samim tim pad cijena dionica. Dodatno, rastom kamatnih stopa raste potražnja za obveznicama što negativno utječe na kretanja na dioničkom tržištu. Rezultati dobiveni ovim istraživanjem pokazuju kako rast 3-mjesečnog ZIBOR-a pozitivno djeluje na cijene dionica, no vrijednosti procijenjenih koeficijenata su izrazito malene (kreću se u rasponu od 0,0111 do 0,0294).

Rezultati procijenjenih modela pokazuju kako s porastom ESI-ja ili indeksa pouzdanja potrošača, cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala padaju. Ovakvi rezultati nisu u skladu s teorijskim očekivanjem. Za očekivati je bilo da će s rastom pozitivnih očekivanja o budućnosti ekonomije, porasti potražnja za proizvodima ili uslugama poduzeća. Poslovanjem u optimističnom okruženju raste spremnost poduzeća da ulaze u nove investicije, što bi se sve trebalo odraziti na rastu cijena njihovih dionica. Brown i Cliff (2005), Schmeling (2009), Grigaliūnienė i Cibulskienė (2010), Fisher i Statman (2003) istražuju vezu između dioničkih povrata i indeksa sentimenta kroz kontekst bihevioralnih financija. Naime, u slučaju pretjeranog optimizma (pesimizma) cijene dionica kreću se na razini višoj (nižoj) od svoje intrinzične vrijednosti, stoga bi razdoblja visokog (niskog) sentimenta trebala biti praćena s nižim (višim) povratima jer će se cijene kroz određeno vremensko razdoblje vratiti svojim fundamentalnim vrijednostima. U svojim istraživanjima su navedeni autori koristili indeks pouzdanja potrošača (Fisher i Statman, 2003; Schmeling, 2009), te ESI (Grigaliūnienė i Cibulskienė, 2010) i pokazali su kako rast vrijednost indeksa sentimenta u tekućem razdoblju negativno utječe na buduće povrate od dionica. Ipak, pozitivan predznak uz ESI i indeks pouzdanja potrošača teško je objasniti na ovaj način iz dva razloga. U istraživanju nije korištena varijabla sentimenta s vremenskim pomakom. Također, teško je očekivati da je investitore na hrvatskom tržištu kapitala zahvatilo iracionalno ponašanje povezano s vrijednošću pokazatelja sentimenta, budući je hrvatsko gospodarstvo u jednom dijelu promatranog razdoblja bilo u recesiji, a drugim dijelom se oporavljalo i započelo s periodom rasta. Pozitivna veza između indeksa sentimenta i cijena dionica može se racionalnije objasniti u kontekstu neefikasnosti hrvatskog tržišta kapitala.

Negativna veza između duga opće države i cijena dionica može se objasniti kroz efekt istiskivanja. Rast duga opće države posljedica je viška rashoda nad prihodima opće države. Jedan od načina na koji se može nadoknaditi manjak prihoda je izdavanje državnih obveznica.

Sudionici na tržištu kapitala u tom slučaju imaju mogućnosti ulaganja u vlasništvo poduzeća (dionice) i dug države (državne obveznice). Povećanje izdanja državnih obveznica na domaćem tržištu u uvjetima izgubljenog povjerenja u tržište kapitala može destimirati potražnju za dionicama, jer se investitorima otvara mogućnost povećanog ulaganja u sigurnije vrijednosne papire poput državnih obveznica. Ulaganjem u obveznice investitori smanjuju izloženost riziku svojih ulaganja, no s druge strane žrtvuju potencijalno veći prinos koji bi mogli ostvariti ulaganjem u dionice.



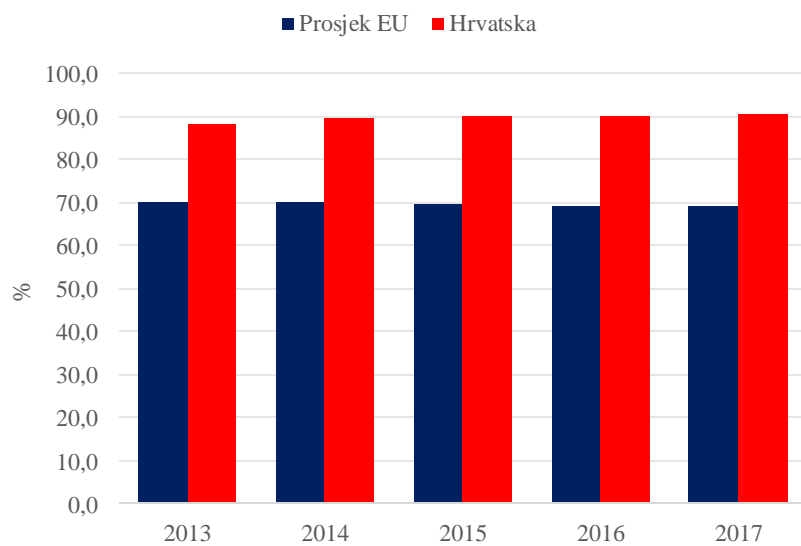
Slika 14: Obveznice RH izdane na hrvatskom tržištu kapitala

Izvor: prikaz autora prema podacima Ministarstva financija dostupnim na <http://www.mfin.hr/hr/obveznice-domace>

Na Slici 14 prikazane su izdane obveznice od strane Republike Hrvatske na domaćem tržištu kapitala. Izdane obveznice u eurima preračunane su u kune prema godišnjim prosjecima srednjih deviznih tečajeva HNB-a u godini izdanja obveznice. Vidljivo je kako je u periodu obuhvaćenom istraživanjem (od 2009. godine do 2018. godine) došlo do značajnijih izdanja obveznica na domaćem tržištu kapitala. Upravo u 2010., 2013., 2015. i 2017. godini su zabilježene najviše vrijednosti izdanih obveznica. Iznosi izdanih obveznica u svakoj od navedenih godina premašuju 16 milijardi HRK i nadmašuju vrijednosti iz pred kriznog razdoblja.

Štedno-suficitni sudionici gospodarstva u svrhu zaštite vrijednosti svoje štednje i ostvarivanja prinosa na raspolaganju imaju više alternativa ulaganja. Neke od alternativa su čuvanje novca u obliku štednje u banci, ulaganje u nekretnine ili ulaganje u dionice. Svaku od alternativa

karakterizira različita razina rizika, a samim tim i prinosa koji se može ostvariti. Promatrano s tog aspekta između ulaganja u dionice, ulaganja u nekretnine i štednje u banci može postojati konkurencija, jer sve varijable zahvaćaju višak sredstava nad potrošnjom. Čuvanjem viška sredstava u obliku štednje i rastom deponiranog novca u bankama, manje će se novca ostati na raspolaganju za ulaganja na tržištu kapitala (direktno ili posredstvom fondova) ili ulaganja u nekretnine. U obratnoj situaciji potrage za višim prinosima, novac na štednim računima može se smanjiti i prelići u ulaganja u nekretnine ili u dionice. Dakle rast potražnje za jednom investicijskom alternativom može biti popraćen padom potražnje za drugim investicijskim alternativama, čime se može objasniti negativan predznak između promatranih varijabli. U ovom slučaju, negativni predznak uz varijablu neto štednje sektora kućanstva može značiti kako su građani percipirali ulaganje u hrvatske dionice rizičnim te su se odlučili za sigurniju alternativu u vidu deponiranja novca u banku. Negativna veza između cijena dionica i neto štednje sektora kućanstva nije neobična ukoliko se u obzir uzmu kretanja na hrvatskom tržištu kapitala tijekom 2007. i 2008. godine. U pred kriznom razdoblju cijene dionica i ostali pokazatelji tržišta kapitala bili su na svojim rekordnim razinama, dolaskom krize došlo je i do „ispuhivanja balona“ na tržištu kapitala. U takvoj situaciji javlja se gubitak povjerenja u tržište kapitala i dolazi do pronalazjenja sigurnijih alternativa poput štednje u bankama. Dodatno, pokazalo se kako rast cijena nekretnina također negativno utječe na cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala, budući te dvije investicijske alternative mogu konkurirati jedna drugoj. Negativan predznak nije neočekivan budući je ulaganje u nekretnine izuzetno popularno u Hrvatskoj te nekretnine imaju značajan udio u imovini hrvatskih građana. Podaci Eurostata prikazani na Slici 15 pokazuju kako u usporedbi s prosjekom Europske Unije, Hrvati više preferiraju vlasništvo nad nekretninama. Prosjek EU kreće se na razini od 70%, dok u Hrvatskoj 90% populacije posjeduje vlasništvo nad nekretninama.



Slika 15: Distribucija populacije s vlasništvom nad nekretninama

Izvor: Eurostat

5. ZAKLJUČAK

Cijene dionica kreću se u ovisnosti o velikom broju faktora. Fundamentalni pristup analiziranju cijena dionica ističe važnost makroekonomskog okruženja poduzeća. Autori koji su istraživali odnos između makroekonomskih indikatora jednog gospodarstva i cijena dionica su svoje radove temeljili na arbitražnoj teoriji određivanja cijena ili su istraživali informacijsku efikasnost tržišta kapitala. U svojim istraživanjima koristili su različite ekonometrijske tehnike (regresijski modeli, dinamički i statički panel modeli, VAR modeli, VEC modeli, EGARCH modeli,...) te su najčešće provodili istraživanja na razini burzovnih indeksa ili na razini pokazatelja razvoja tržišta kapitala.

Hrvatsko tržište kapitala je u pred kriznom razdoblju bilježilo rekordne valuacije i promete. Godišnji porast vrijednosti CROBEX-a u 2005. (27%), 2006. (60%) i 2007. (63%) godini bio je među najvišima u usporedbi s ostalim zemljama srednje i istočne Europe. Pojavom recesije i svjetske financijske krize valuacije na hrvatskom tržištu kapitala značajno su se smanjile i na kraju 2018. godine bile su znatno niže od povijesnih maksimuma dostignutih u 2007. godini. Može se zaključiti kako je dolaskom recesije i „ispuhavanjem balona“ na hrvatskom tržištu kapitala došlo do gubitka povjerenja u tržište kapitala koje do danas nije vraćeno. Tome u prilog idu ostvareni prometi na Zagrebačkoj burzi koji su značajno niži od vrijednosti ostvarenih u pred kriznom razdoblju.

Za ispitivanje veze između makroekonomskih indikatora hrvatskog gospodarstva i cijena dionica formiran je dinamički panel model. Svi procijenjeni modeli dobiveni su korištenjem korigiranog procjenitelja fiksnog efekta pri čemu je Arellano-Bond procjenitelj korišten kao inicijalni. U istraženju literaturi nisu zabilježeni slučajevi korištenja korigiranog procjenitelja fiksnog efekta u svrhu istraživanja veze između makroekonomskih pokazatelja jednog gospodarstva i cijena dionica. Stoga, korištenje korigiranog procjenitelja fiksnog efekta predstavlja glavni doprinos ovog istraživanja. Rezultati procijenjenih modela pokazali se kako na cijene dionica na hrvatskom tržištu kapitala pozitivan utjecaj imaju cijene dionica iz prethodnog kvartala, indeks industrijske proizvodnje, realni BDP, inflacija i 3-mjesečni ZIBOR. S druge strane, dokazano je da negativan utjecaj na cijene dionica na Zagrebačkoj burzi imaju indeks pouzdanja potrošača, ESI, dug opće države, indeks cijena nekretnina i neto štednja sektora kućanstva. Predznaci uz pokazatelje ekonomske aktivnosti (indeks industrijske proizvodnje i realni BDP) u skladu su s

teorijskim očekivanjem. U dijelu vremenskog perioda obuhvaćenog istraživanjem hrvatsko je gospodarstvo zabilježilo period deflacije. Padom opće razine cijena u gospodarstvu, prihodi poduzeća opadaju ili rastu po opadajućim stopama čime dionice poduzeća postaju manje atraktivne investitorima. Dakle, zabilježena kretanja u hrvatskom gospodarstvu mogu opravdati pozitivan predznak uz varijablu indeksa potrošačkih cijena. Nadalje, pokazalo se kako kamatne stope pozitivno utječu na cijene na hrvatskom tržištu kapitala, no vrijednosti procijenjenog koeficijenta uz 3-mjesečni ZIBOR izrazito su niske (između 0,011 i 0,029). Predznaci uz korištene indekse sentimenta (indeks pouzdanja potrošača i ESI) odudaraju od teorijskog očekivanja što ide u prilog tezama o neefikasnosti hrvatskog tržišta kapitala. Kroz efekt istiskivanja može se objasniti negativan utjecaj rasta duga opće države na cijene dionica na Zagrebačkoj burzi. Za negativan predznak uz indeks cijena nekretnina i neto štednju sektora kućanstva također se može pronaći objašnjenje. Ukoliko se ulaganje u dionice, ulaganje u nekretnine i deponiranje novca u obliku štednje u banci promatraju kao investicijske alternative, tada negativan odnos između parova varijabli cijene dionica-cijene nekretnina i cijene dionica-neto štednja sektora kućanstva može biti očekivan jer ulaganje u jednu alternativu znači da novac neće biti usmjeren u drugu investicijsku alternativu.

LITERATURA

1. Anderson, T. W. i Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of econometrics, Volume 18*, str. 47-82.
2. Arellano, M. i Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies, Volume 58, Issue 2*, str. 277-297.
3. Arnerić, J. & Škrabić Perić, B. (2017). *Analiza vremenskih nizova i panel podataka, nastavni materijali 2017/2018*. Split: Ekonomski fakultet.
4. Arouri, M. E. i Rault, C. (2012). Oil Prices and Stock Markets in GCC Countries: Empirical Evidence from Panel Analysis. *International Journal of Finance and Economics, Volume 17, Issue 3*, 242-253.
5. Assefa, T. A., Esqueda, O. A. i Mollick, A. (2017). Stock returns and interest rates around the World: A panel data approach. *Journal of Economics and Business, Volume 89*, 20-35.
6. Barbić, T. i Čondić Jurkić, I. (2017). Do fiscal variables affect stock market returns in EU countries? *Ekonomski pregled, Vol.68 No 3*, str. 253-266.
7. Barbić, T. i Čondić-Jurkić, I. (2011). Relationship between macroeconomic fundamentals and stock market indices in selected CEE countries. *Ekonomski pregled, Vol.62 No. 3-4*, str. 113-133.
8. Benaković, D. i Posedel, P. (2010). Do macroeconomic factors matter for stock returns? Evidence from estimating a multifactor model on the Croatian market? *Business Systems Research: International journal of the Society for Advancing Innovation and Research in Economy, Vol.1 No 1-2*, str. 39-46.
9. Billmeier, A. i Massa, I. (2009). What drives stock market development in emerging markets - institutions, remittances, or natural resources? *Emerging Markets Review, Volume 10, Issue 1*, 23-35.
10. Blundell, R. i Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics, Volume 87*, str. 115-143.
11. Brown, G. W. i Cliff, M. T. (2005). Investor Sentiment and Asset Valuation. *The Journal of Business, Vol. 78, No. 2*, 405-440.
12. Bruno, G. S. (2005). Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters, Volume 87, Issue 3*, str. 361-366.
13. Chen, N. F., Roll, R. i Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business, Vol.59 No.3*, str. 383-402.

14. Fisher, K. L. i Statman, M. (2003). Consumer Confidence and Stock Returns. *The Journal of Portfolio Management* 30, 115-127.
15. Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. i Zhang, J. (2016). Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence. *Investment Management and Financial Innovations, Volume 3, Issue 4*, 89-101.
16. Grigaliūnienė, Ž. i Cibulskienė, D. (2010). Investor Sentiment Effect on Stock Returns in Scandinavian Stock Market. *Economics and Management* 15, 929-940.
17. Ho, S.-Y. i Odhiambo, N. M. (2018). Analysing the macroeconomic drivers of stock market development in the Philippines. *Cogent Economics i Finance, Volume 6, Issue 1*, 1-18.
18. Hsing, Y. (2011). Macroeconomic variables and the stock market: The case of Croatia. *Economic research - Ekonomska istraživanja, Vol.24 No.4*, str. 41-50.
19. Humpe, A. i Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics, Vol.19 Issue 2*, str. 111-119.
20. Jamaludin, N., Ismail, S. i Manaf, S. A. (2017). Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Panel Analysis from Selected ASEAN Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues, Volume 7 No 1*, 37-45.
21. Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of econometrics, Volume 68*, str. 53-78.
22. Maysami, R. C., Howe, L. C. i Hamzah, M. A. (2004). Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore's All-S Sector Indices. *Jurnal Pengurusan, Volume 24*, 47-77.
23. Mbanga, C. L. i Darrat, A. F. (2016). Fiscal policy and the US stock market. *Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol.47 Issue 4*, str. 987-1002.
24. Mensi, W., Hammoudeh, S., Yoon, S.-M. i Balcilar, M. (2016). Impact of macroeconomic factors and country risk ratings on GCC stock markets: evidence from a dynamic panel threshold model with regime switching. *Applied Economics, Volume 49, Issue 13*, 1255-1272.
25. Olgic Draženović, B. i Kusanović, T. (2016). Determinants of capital market in the new member EU countries. *Economic Research-Ekonomska istraživanja, Volume 29*, 758-769.
26. Pilinkus, D. (2010). Macroeconomic indicators and their impact on stock market performance in the short and long run: The case of the baltic states. *Ukio Technologinis ir Ekonominis Vystymas, Vol. 16 Issue 2*, str. 291-304.

27. Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Hall, J. H. i Bahmani, S. (2014). Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macroeconomic variables: The case of ASEAN countries. *Review of Financial Economics, Volume 23, Issue 4*, 155-173.
28. Radman Peša, A. i Festić, M. (2014). Panel regression of stock market indices dynamics in south-eastern European countries. *Economic Research-Ekonomska istraživanja, Volume 27 Issue 1*, 673-688.
29. Ratanapakorn, O. i Sharma, S. C. (2007). Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables. *Applied Financial Economics, Vol.17 Issue 5*, str. 369-377.
30. Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of Empirical Finance Volume 16, Issue 3*, 394-408.
31. Subeniotis, D. N., Papadopoulos, D. L., Tampakoudis, I. A. i Tampakoudi, A. (2011). How Inflation, Market Capitalization, Industrial Production and the Economic Sentiment Indicator Affect the EU-12 Stock Markets. *European Research Studies, Volume XIV, Issue 1*, 103-118.
32. Şükrüoğlu, D. i Nalin, H. T. (2014). The Macroeconomic Determinants of Stock Market Development in Selected European Countries: Dynamic Panel Data Analysis. *International Journal of Economics and Finance, Volume 6, No 3*, 64-71.
33. Yartey, C. A. (2010). The institutional and macroeconomic determinants of stock market development in emerging countries. *Applied Financial Economics, Volume 20 Issue 21*, 1615-1625.
34. Zagrebačka burza. (2008-2018). *Pregledi trgovine (2008-2018)*. Zagreb: Zagrebačka burza.
35. Zelenika, R. (2000). *Metodologija i tehnologija izrade znanstvenog i stručnog djela, 4. izdanje*. Rijeka: Sveučilište u Rijeci.

Web izvori:

1. <https://databank.worldbank.org/data/source/world-development-indicators>
2. <https://ec.europa.eu/eurostat>
3. <https://www.investing.com/indices/world-indices>
4. <https://www.hnb.hr/>
5. <https://www.zse.hr/>
6. <http://www.mfin.hr/>

POPIS SLIKA I TABLICA

Slika 1: Kretanje CROBEX-a

Slika 2: Kretanje sektorskih indeksa Zagrebačke burze

Slika 3: Kretanje tržišne kapitalizacije na Zagrebačkoj burzi

Slika 4: Prometi na Zagrebačkoj burzi

Slika 5: Tržišna kapitalizacija listanih domaćih poduzeća kao udio u BDP-u

Slika 6: Ukupna vrijednost protrgovanih dionica kao udio u BDP-u

Slika 7: Godišnja promjena vrijednosti burzovnih indeksa u CEE zemljama

Slika 8: Desezonirane vrijednosti cijena dionica

Slika 9: Desezonirane vrijednosti indeksa industrijske proizvodnje i realnog BDP-a

Slika 10: Desezonirana vrijednost ESI-ja i indeksa pouzdanja potrošača

Slika 11: Desezonirana vrijednost neto štednja kućanstava i indeksa cijena stambenih nekretnina

Slika 12: Desezonirana vrijednost duga opće države i 3-mjesečnog ZIBORA

Slika 13: Desezonirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena

Slika 14: Obveznice RH izdane na hrvatskom tržištu kapitala

Slika 15: Distribucija populacije s vlasništvom nad nekretninama

Tablica 1: Uzorak dionica obuhvaćenih istraživanjem

Tablica 2: Popis korištenih varijabli

Rezultati 1: Modeli 1-8

Rezultati 2: Modeli 9-12

Rezultati 3: Modeli 13-16

PRILOZI

U nastavku su prikazani rezultati svih procijenjenih modela u radu.

Tablica 3: Korištene varijable

Naziv varijable	Opis varijable
logdesCijena	Logaritmira ne desezonirane cijene dionica sastavnica CROBEX10 dioničkog indeksa Zagrebačke burze (s izuzećem dionice Valamar Riviere d.d.)
logdesIIP	Logaritmira na desezonirana prosječna kvartalna vrijednost indeksa industrijske proizvodnje (originalni indeks, 2015=100)
logdesRBDP	Logaritmira na desezonirana vrijednost realnog bruto domaćeg proizvoda (u mlrd. HRK)
logdesIPC	Logaritmira na desezonirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena (originalni indeks, 2015=100)
desZIBOR3mj	Desezonirana vrijednost 3-mjesečnog ZIBOR-a
logdesESI	Logaritmira na desezonirana vrijednost ESI-ja
logdesIPP	Logaritmira na desezonirana vrijednost indeksa pouzdanja potrošača
logdesNEKRETNINE	Logaritmira na desezonirana vrijednost indeksa cijena stambenih nekretnina (bazni indeksi, 2015=100)
logdesDOD	Logaritmira na desezonirana vrijednost ukupnog duga opće države (u mil. HRK)
logdesNETOSTEDNJA	Logaritmira na desezonirana vrijednost neto štednje sektora kućanstva

Izvor: prikaz autora

STATA output 1: Model 1

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena					
L1.	.9682089	.0264015	36.67	0.000	.9164629 1.019955
logdesIIP	.4991953	.2773434	1.80	0.072	-.0443877 1.042778
logdesIPC	.8230573	.50493	1.63	0.103	-.1665873 1.812702
desZIBOR3mj	.0116343	.0057832	2.01	0.044	.0002994 .0229692
logdesESI	-.1701208	.1458744	-1.17	0.244	-.4560293 .1157878

Izvor: prikaz autora

STATA output 2: Model 2

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena					
L1.	.9683962	.0265538	36.47	0.000	.9163517 1.020441

logdesIIP		.7021192	.2827544	2.48	0.013	.1479308	1.256308
logdesIPC		1.143944	.5196419	2.20	0.028	.1254651	2.162424
desZIBOR3mj		.0147671	.0052468	2.81	0.005	.0044835	.0250507
logdesIPP		-.2372993	.1193083	-1.99	0.047	-.4711392	-.0034594

Izvor: prikaz autora

STATA output 3: Model 3

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena						
L1.		.9676517	.0266954	36.25	0.000	.9153296 1.019974
logdesRBDP		.421663	.2857829	1.48	0.140	-.1384612 .9817871
logdesIPC		.4426255	.3859343	1.15	0.251	-.3137918 1.199043
desZIBOR3mj		.0110771	.0060565	1.83	0.067	-.0007934 .0229477
logdesESI		-.1438948	.1484646	-0.97	0.332	-.43488 .1470904

Izvor: prikaz autora

STATA output 4: Model 4

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena						
L1.		.9673336	.0268995	35.96	0.000	.9146116 1.020056
logdesRBDP		.6249838	.2779213	2.25	0.025	.0802681 1.1697
logdesIPC		.6160263	.3905336	1.58	0.115	-.1494055 1.381458
desZIBOR3mj		.013398	.0051766	2.59	0.010	.0032521 .023544
logdesIPP		-.212926	.1169963	-1.82	0.069	-.4422346 .0163826

Izvor: prikaz autora

STATA output 5: Model 5

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena						
L1.		.9726818	.0266983	36.43	0.000	.9203541 1.02501
logdesIIP		.8326563	.3097983	2.69	0.007	.2254628 1.43985
logdesIPC		1.022366	.4632414	2.21	0.027	.1144299 1.930303
desZIBOR3mj		.0164135	.0067701	2.42	0.015	.0031443 .0296826
logdesESI		-.3410442	.1683445	-2.03	0.043	-.6709933 -.011095
logdesNEKRETNINE		-.6062108	.2792754	-2.17	0.030	-1.15358 -.0588411

Izvor: prikaz autora

STATA output 6: Model 6

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena					
Ll.	.9728165	.0265903	36.59	0.000	.9207005 1.024932
logdesIIP	1.092806	.3476698	3.14	0.002	.411386 1.774227
logdesIPC	1.372261	.5038902	2.72	0.006	.3846544 2.359868
desZIBOR3mj	.0237648	.0067234	3.53	0.000	.0105872 .0369424
logdesIPP	-.3931919	.1490998	-2.64	0.008	-.6854221 -.1009617
logdesNEKRETNINE	-.7037977	.2856558	-2.46	0.014	-1.263673 -.1439227

Izvor: prikaz autora

STATA output 7: Model 7

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena					
Ll.	.9717003	.02631	36.93	0.000	.9201337 1.023267
logdesRBDP	1.760437	.4580294	3.84	0.000	.8627162 2.658159
logdesIPC	.7651617	.3779263	2.02	0.043	.0244398 1.505884
desZIBOR3mj	.0153776	.006723	2.29	0.022	.0022008 .0285545
logdesESI	-.7420823	.2128512	-3.49	0.000	-1.159263 -.3249017
logdesNEKRETNINE	-1.215495	.3557775	-3.42	0.001	-1.912806 -.5181835

Izvor: prikaz autora

STATA output 8: Model 8

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
logdesCijena					
Ll.	.9692456	.0261696	37.04	0.000	.9179542 1.020537
logdesRBDP	2.013205	.4730228	4.26	0.000	1.086097 2.940313
logdesIPC	.9197339	.3900036	2.36	0.018	.1553409 1.684127
desZIBOR3mj	.0293919	.0072215	4.07	0.000	.015238 .0435458
logdesIPP	-.6871256	.1749765	-3.93	0.000	-1.030073 -.3441779
logdesNEKRETNINE	-1.320953	.3559918	-3.71	0.000	-2.018684 -.6232224

Izvor: prikaz autora

STATA output 9: Model 9

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
--------------	-------	-----------	---	------	----------------------

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9616434	.027	35.62	0.000	.9087243	1.014563
logdesIIP	.4111429	.2008065	2.05	0.041	.0175693	.8047165
logdesIPC	1.382143	.6080007	2.27	0.023	.1904838	2.573803
logdesDOD	-.2476851	.0897058	-2.76	0.006	-.4235053	-.0718648

Izvor: prikaz autora

STATA output 10: Model 10

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9608235	.0270583	35.51	0.000	.9077901	1.013857
logdesRBDP	.4423634	.2215363	2.00	0.046	.0081601	.8765666
logdesIPC	1.116607	.5624114	1.99	0.047	.014301	2.218913
logdesDOD	-.2427586	.0899138	-2.70	0.007	-.4189865	-.0665308

Izvor: prikaz autora

STATA output 11: Model 11

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9646157	.0266849	36.15	0.000	.9123143	1.016917
logdesIIP	.7617574	.2390784	3.19	0.001	.2931724	1.230342
logdesIPC	2.654686	.7278594	3.65	0.000	1.228108	4.081265
logdesDOD	-.5867242	.1469632	-3.99	0.000	-.8747667	-.2986817
logdesNEKRETNINE	-.9360288	.3432785	-2.73	0.006	-1.608842	-.2632153

Izvor: prikaz autora

STATA output 12: Model 12

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9602593	.0260465	36.87	0.000	.9092091	1.011309
logdesRBDP	1.277584	.3022726	4.23	0.000	.6851402	1.870027
logdesIPC	2.969263	.6849162	4.34	0.000	1.626852	4.311674
logdesDOD	-.8113359	.1636901	-4.96	0.000	-1.132163	-.4905091
logdesNEKRETNINE	-1.52619	.3926858	-3.89	0.000	-2.29584	-.75654

Izvor: prikaz autora

STATA output 13: Model 13

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9660939	.0265874	36.34	0.000	.9139837	1.018204
logdesIIP	.2651406	.1943303	1.36	0.172	-.1157399	.646021
logdesIPC	.712197	.5097632	1.40	0.162	-.2869204	1.711314
desZIBOR3mj	.0113457	.0067647	1.68	0.094	-.0019129	.0246042
logdesNETOSTEDNJA	-.0238445	.0307653	-0.78	0.438	-.0841434	.0364544

Izvor: prikaz autora

STATA output 14: Model 14

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.966897	.0268251	36.04	0.000	.9143206	1.019473
logdesRBDP	.1968632	.1981548	0.99	0.320	-.1915131	.5852395
logdesIPC	.5253172	.4789434	1.10	0.273	-.4133947	1.464029
desZIBOR3mj	.0106245	.0067043	1.58	0.113	-.0025157	.0237647
logdesNETOSTEDNJA	-.0240913	.0312755	-0.77	0.441	-.0853901	.0372075

Izvor: prikaz autora

STATA output 15: Model 15

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9689727	.0268435	36.10	0.000	.9163605	1.021585
logdesIIP	.4327595	.2118589	2.04	0.041	.0175235	.8479954
logdesIPC	1.591123	.5984038	2.66	0.008	.418273	2.763973
desZIBOR3mj	.0094254	.0072907	1.29	0.196	-.0048641	.0237149
logdesNETOSTEDNJA	-.1202073	.0473285	-2.54	0.011	-.2129694	-.0274452
logdesNEKRETNINE	-.8382305	.3279669	-2.56	0.011	-1.481034	-.1954272

Izvor: prikaz autora

STATA output 16: Model 16

LSDVC dynamic regression
(bootstrapped SE)

logdesCijena	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
logdesCijena						
L1.	.9666489	.0270017	35.80	0.000	.9137265	1.019571
logdesRBDP	.5822744	.2517603	2.31	0.021	.0888332	1.075716
logdesIPC	1.438637	.5710673	2.52	0.012	.3193653	2.557908
desZIBOR3mj	.0090423	.0072244	1.25	0.211	-.0051173	.023202
logdesNETOSTEDNJA	-.1373619	.0478525	-2.87	0.004	-.2311511	-.0435727
logdesNEKRETNINE	-1.028914	.349488	-2.94	0.003	-1.713898	-.3439302

Izvor: prikaz autora

SAŽETAK

Ključne riječi: Tržište kapitala, makroekonomija, dinamički panel model

Na kretanja na tržištima kapitala utječe velik broj različitih faktora. Cilj ovog rada bio je istražiti vezu između makroekonomskih pokazatelja hrvatskog gospodarstva i cijena dionica na hrvatskom tržištu kapitala. Nakon uvodnog dijela rada, istražena je postojeća literatura sa svrhom identificiranja korištene metodologije u ispitivanju veze između tržišta kapitala i makroekonomskih varijabli. U nastavku rada su prikazani trendovi na hrvatskom tržištu kapitala te je u najvažnijem dijelu rada empirijski istražena veza između cijena dionica i makroekonomskih pokazatelja hrvatskog gospodarstva. Empirijski dio rada uključuje formiranje dinamičkog panel modela te korištenje korigiranog procjenitelja fiksnog efekta. Rezultati provedene panel analize potvrdili su istraživačku hipotezu o postojanju veze između makroekonomskih pokazatelja hrvatskog gospodarstva i cijena dionica na Zagrebačkoj burzi.

SUMMARY

Key words: Capital Markets, Macroeconomics, Dynamic Panel Data

Many factors have an impact on movements in the capital markets. The aim of this paper was to explore the link between macroeconomic indicators of the Croatian economy and stock prices on the Croatian capital market. After the introductory part of the paper, the existing literature was explored for the purpose of identifying the methodology used in examining the relationship between capital markets and macroeconomic variables. The following section presents trends in the Croatian capital market. In the most important part of paper, the relationship between stock prices and macroeconomics indicators of the Croatian economy was explored empirically. The empirical part of the paper involves the formation of a dynamic panel model and the use of a LSDVC (Least Squares Dummy Variable Corrected) estimator. The results of the panel analysis confirmed the research hypothesis about the existence of a link between macroeconomic indicators of the Croatian economy and stock prices on the Zagreb Stock Exchange.